AGRONOMIA LUSITANA

VOL. 10 — N.º 3

1948

ESTAÇÃO AGRONÓMICA NACIONAL

QUINTA DA ALDEIA - SACAVÉM

PORTUGAL

COMMONWEALTH ... 1 7 MAY 1950

AGRONOMIA LUSITANA

VOL. 10 — N.º 3

1948

Estação Agronómica Nacional

PORTUGAL

Composição e impressão das Oficinas
da Tip. Alcobacense, Lt.— Alcobaça

VARIAÇÕES CROMOSÓMICAS EM DUAS ESPÉCIES DO GÉNERO *SIDERIDIS* L.

POR *MIGUEL DE NORONHA WAGNER*
(Estação Agronómica Nacional)

INTRODUÇÃO

QUANDO da nossa estadia no Laboratório de Citogenética do Instituto José Celestino Mutis, de Madrid, ao tomarmos contacto com alguns Géneros da Flora espanhola, cariològicamente mal conhecidos, foi-nos dado encontrar no Género *Sideritis* L. as anomalias que passamos a descrever.

MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo incidiu sobre as células do meristema foliar das espécies *Sideritis romana* L., e *S. montana* L., cujas sementes nos foram cedidas pelo Dr. ARTURO CABALLERO, Director do Jardim Botânico de Madrid.

O material foi fixado em Carnoy fluid (6:3:1) durante 24 horas, fazendo-se depois os esfregaços segundo o técnica descrita por LOWE (1946) para meristemas radiculares, usando-se em vez do carmim acético a orceina acética conforme a adaptação feita no nosso laboratório por MALHEIROS, CASTRO e CÂMARA (1947) para meristemas foliares em *Luzula purpurea* Link.

Este método deu excelentes resultados para o estudo das anafases bem como das placas de metafase vistas de lado, embora não conseguissemos nenhuma metafase de topo que nos permitisse estabelecer o ideograma cromosómico destas espécies, que deixaremos para outro trabalho.

OBSERVAÇÕES

As anomalias observadas resumem-se a fragmentos e a pontes cromáticas.

a) *Fragmentos:* Fragmentos acêntricos destacados dos braços dos cromosomas aparecem indistintamente e em grande número

nos estados de metafase e anafase; as Figs. 1, 2 e 3 que representam placas de metafase vistas de lado, mostram bem estes fragmentos que originados possivelmente na profase ficam impedidos de tomar parte no restante mecanismo mitótico por serem destituídos de centrómero.

As Figs. 4 e 5 representam fragmentos também acêntricos localizados entre as massas cromáticas que já atingiram os polos opostos da célula e alguns parecem ser restos de pontes recentemente fracturadas.

Na Fig. 6 representam-se fragmentos que se encontram próximo dum dos polos duma célula em anafase.

b) *Pontes:* verificámos ser muito frequente o aparecimento de pontes.

Observámos o aparecimento de pontes duplas (Fig. 5) e simples (Fig. 4 e 6).

DISCUSSÃO

As anomalias encontradas em *Sideritis romana* L., e *S. montana* L. aparecem com muita frequência em material tratado, sobretudo com irradiações Rœntgen, no qual, fragmentos e pontes resultantes de «sister reunion» ou de soldadura de cromatídeos topo a topo em regiões recentemente fracturadas, se observam em elevadas percentagens.

As aberrações cromosómicas de que nos temos ocupado no presente trabalho e que surgiram naturalmente em plantas das espécies *Sideritis romana* L. e *S. montana* L. têm o mesmo aspecto das induzidas pelos Raios X e para as explicar, não encontrámos nenhuma teoria estabelecida que nos satisfizesse.

Uma vez que aparecem pontes cromáticas como as representadas nas Figs. 4, 5 e 6 e fragmentos em placas de metafase como os que se podem observar nas Figs. 1, 2 e 3, não há dúvida que se romperam cromosomas, que se formaram dicêntricos ou que se soldaram cromatídeos pertencentes ao mesmo elemento cromático.

RESENDE em 1941 encontrou pseudo-pontes em meristemas radiculares de *Aloë mitriformis* var. *Commelinii* motivadas por aglutinações cromáticas que observou serem muito comuns neste material, algumas das quais, podem originar a rotura de cromosomas em virtude da força de tracção que os solicita na anafase,

podendo em futuras divisões esses cromosomas fracturados originarem pontes e fragmentos por rotura dessas pontes em dois loci diferentes.

FERNANDES e NEVES (1941) encontraram 12,5 % de pontes em material mitótico de *Narcissus* que atribuiram à soldadura entre extremidades fracturadas durante a meiose, que se mantiveram incuráveis no zigoto, contràriamente ao que MAC CLINTOCK (1939 e 1941) provou passar-se em *Zea Mays;* assim, o ciclo rotura-fusão--ponte-rotura originado na meiose por crossing-over numa inversão ou num bivalente constituído por um cromosoma normal e por outro apresentando «sister reunion» (SANCHEZ-MONGE 1948) continuar--se-ia nos tecidos do embrião e portanto nos meristemas seriam observadas pontes e fragmentos resultantes da rotura dessas pontes.

Parece-nos que nenhuma destas hipóteses é suficiente para explicar o modo como se originaram as variações estruturais que encontrámos.

Assim, se a responsabilidade da sua formação coubesse às aglutinações cromáticas, teriam que se observar pseudo-pontes antes de se observarem fragmentos, o que se não verificou; como por outro lado só uma parte das pseudo-pontes originariam pontes verdadeiras e ùnicamente uma pequena percentagem destas se romperiam em dois loci, nunca se poderiam observar as grandes quantidades de fragmentos apresentados nas Figs. 1, 2 e 3.

A extensão aos tecidos embrionários, do ciclo rotura-fusão--ponte-rotura inaugurado nas divisões meióticas não nos parece também explicação satisfatória para as anomalias que estamos tratando; na realidade se assim fosse, logo na primeira divisão que dá início à germinação se formariam pontes, algumas das quais originariam fragmentos acêntricos, dos quais alguns constituiriam micronúcleos, que no material em estudo, fixado 4 dias após o início da germinação seriam visíveis; ora, nunca se observaram micronúcleos e a quantidade de fragmentos assim formados nunca atingiria a elevada proporção que encontrámos.

Como não se verificou a existência de micronúcleos e como os fragmentos aparecem em grande quantidade nos estados de metafase e anafase quer-nos parecer que se formaram já durante o ciclo mitótico, e possìvelmente depois de se terem dado algumas divisões celulares normais. Portanto, parece-nos que primeiro se

deram as fragmentações e depois se originaram as pontes, por «sister reunion» ou por soldadura de cromatídeos topo a topo, como é vulgarmente admitido.

Resta-nos agora analisar o mecanismo que teria originado as roturas iniciais de que possìvelmente resultaram os fragmentos representados nas figuras 1, 2 e 3.

A grande abundância de fragmentos leva-nos a crer que não foram eleitos certos cromosomas para sofrerem aquela anomalia; parece-nos antes que a causa actuou indistintamente, destituída dum carácter de preferência.

À formação das roturas não são estranhos certos agentes físicos como o frio, os Raios X, a centrifugação, alguns produtos químicos como por exemplo os fenois e até possìvelmente agentes biológicos como os «virus» (A. COUTINHO 1940); no entanto, as plantas onde encontrámos essa aberração cromosómica, foram postas a germinar em condições absolutamente normais de luz, temperatura e humidade, condições essas em que se mantiveram até ao momento da fixação. A causa, portanto, afigura-se-nos mais de origem interna que externa, talvez um desequilíbrio no metabolismo celular motivado não sabemos por que forças ocultas.

STERN (1936) provou genèticamente pelo estudo de «mosaic spots» em *Drosophila melanogaster*, que nos tecidos mitóticos, os cromosomas homólogos, trocam entre si material genético em «loci» homólogos; e este fenómeno, por analogia com o que se passa na divisão redutora, chamou «crossing-over somático».

Em 1938, JONES estudando «mosaic spots» que encontrou em endospermas de milho, chegou à conclusão, que só podiam ser motivados por troca entre cromosomas não homólogos em «loci» também não homólogos e portanto, não passariam de translocações somáticas.

Destes dois trabalhos uma conclusão podemos tirar: os cromosomas somáticos, pelo menos em *Drosophila melanogaster* e *Zea Mays*, trocam entre si matéria cromática, por um mecanismo que tudo leva a crer, seja nas suas linhas gerais idêntico ao fenómeno de crossing-over que se dá no divisão meiótica. É evidente que para se darem essas trocas têm que se produzir roturas prévias, para que as partes a permutar se desliguem dos cromosomas a

que pertenciam, para se unirem aos cromosomas a que de futuro pertencerão.

Este facto levou-nos a pensar, que uma alteração deste fenómeno, motivada por causas que ignoramos, seria suficiente para produzir as anomalias verificadas neste material. Poderia por exemplo, dar-se uma antecipação das roturas que se produziriam num momento em que as partes fracturadas não tivessem ainda capacidade de fusão e que mais tarde, em virtude do movimento dos cromosomas no decorrer da mitose, alguns desses fragmentos não estivessem já na posição propícia para se operar a soldagem; é de resto o que se passa em material submetido a tratamento de Raios X: as células tratadas em metafase apresentam uma percentagem de roturas muitíssimo inferior à apresentada pelas células tratadas em profase.

SUMMARY

Fragments and chromatic bridges occur in somatic cells of leaves meristem from two species os *Sideritis* L.; namely, *Sideritis romana* L. and *S. montana* L.

The leaveswere obtained from seeds grown in completely normal conditions of light, temperature and humidity.

In the discussion is stated that the origin of these aberrations can not be, nor chromatic aglutination nor inclusion in the zygote of chromosomes with the ends broken during meiosis.

The author thinks that the origin of the aberrations is a unbalance in the mechanism of the phenomenon known as «somatic crossing-over».

BIBLIOGRAFIA

COUTINHO, L. DE A.

1940 Os virus como agentes modificadores dos cromosomas. *Rev. Agron.* **28** : 83.

FERNANDES, A. e J. BARROS NEVES

1941 Sur l'origine de Formes de *Narcissus bulbocodium* L. à 26 chromosomes. *Bol. Soc. Broteriana,* **15** : 163-196.

JONES, D. F.

1938 Translocation in relation to mosaic formation in Maize. *Proc. Nat. Acad. Sci.* **24** : 5 : 208-211

LOWE, J.

1946 Root tip smears for Maize. *Stain Tech.* **21** : 127-128.

MAC CLINTOCK, B.

1939 The behaviour in sucessive nuclear divisions of a chromosome broken at meiosis. *Proc. Nat. Acad. Sci.* **25** : 405-416.

1941 The stability of broken ends of chromosomes in *Zea mays*. *Genetics* **26** : 234.

MALHEIROS, NÍDIA, CASTRO, D. e CÂMARA, A.

1947 Cromosomas sem centrómero localizado. O caso da *Luzula purpurea* Link. *Agron. Lusitana* **9** : 51-74.

RESENDE, F.

1941 Movimento, aglutinação, pontes e distensão dos cromosomas na mitose. *Bol. Soc. Broteriana* **15** : 163-196.

SANCHEZ-MONGE, E.

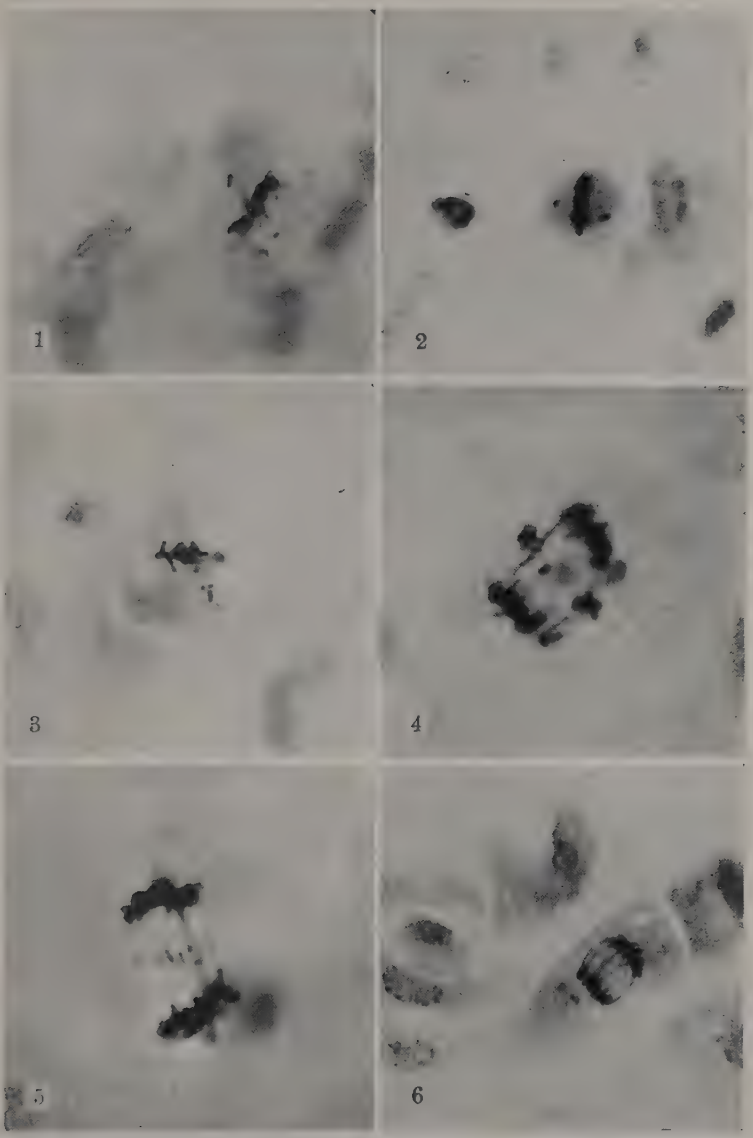
1948 Bridge without fragment formation in *Triticum spelta* L. *Genética Ibérica* **1** (1).

STERN, C.

1936 Somatic crossing-over and segregation in *Drosophila melanogaster*. *Genetics* **21** : 625-730.

ESTAMPA I

Fig. 1 — Metafase de *Sideritis romana* L.
Fig. 2 — Metafase de *Sideritis montana* L.
Fig. 3 — Metafase de *Sideritis romana* L.
Fig. 4 — Anafase de *Sideritis montana* L.
Fig. 5 — Anafase de *Sideritis montana* L.
Fig. 6 — Anafase de *Sideritis romana* L.


1
2
3
4
5
6

NOTA ÀCERCA DO NÚMERO DE CROMOSOMAS DO *PHLOMIS LYCHNITIS* L. E DO *P. PURPUREA* L.

POR *MIGUEL DE NORONHA WAGNER*
(Estação Agronómica Nacional)

APRESENTAMOS esta Nota como o nosso primeiro subsídio para um trabalho que se está a realizar no Laboratório de Citologia da Estação Agronómica Nacional, sobre o número de cromosomas de algumas espécies espontâneas da flora portuguesa.

É nosso intuito apresentar em futuro trabalho os resultados de contagens cromosómicas em alguns géneros da Família *Labiatae*; começámos por estudar o género *Phlomis* L., representado na flora portuguesa por 3 espécies — *P. Lychnitis* L., *P. purpurea* L., e *P. herba-venti* L., (PEREIRA COUTINHO 1939). Só das duas primeiras espécies conseguimos ainda material de estudo que nos proporcionou a elaboração da presente Nota, em virtude do seu número básico parecer diferente daquele até agora conhecido.

O nosso estudo incidiu sobre os meristemas foliares de plântulas obtidas a partir da germinação de sementes de *P. Lychnitis* L. e de *P. purpurea* L. que nos foram cedidas respectivamente pelo Departamento de Sistemática da Estação Agronómica Nacional e pelo Hortus Botanicus da Universidade de Coimbra.

Como estas espécies têm os cromosomas demasiado compridos, o que dificulta bastante o seu estudo por se apresentarem nas metafases muito emaranhados, tratámos as plântulas antes da fixação com uma solução de hidrato de cloral a 0,7 % como aconselham CÂMARA e COUTINHO (1939) para trigos, afim de se obter uma contracção cromosómica favorável às observações.

A imersão em hidrato de cloral durou 15 minutos, à qual se seguiram 15 minutos de lavagem em água corrente e duas horas de repouso na estufa; passadas as duas horas de repouso fez-se a fixação em Carnoy fluid (6 : 3 : 1) durante 24 horas, preparando-se as lâminas segundo a técnica descrita por LOWE (1946) para meristemas radiculares, usando-se em vez de carmim acético, orceína acética, conforme a adaptação feita no nosso laboratório por MALHEIROS, CASTRO e CÂMARA (1947) a meristemas foliares, em *Luzula purpurea* Link.

Este método conjugado com o tratamento em hidrato de cloral proporcionou boas placas de metafase, com os cromosomas suficientemente contraídos e bem espalhados, o que tornou bastante mais cómodas e correctas as observações.

As figuras 1 e 3 representam respectivamente, o desenho e a microfotografia duma placa de metafase de *P. Lychnitis* L. onde se podem contar sem dificuldade 20 cromosomas. As figuras 2 e 4 representam respectivamente o desenho e a microfotografia duma placa de metafase de *P. purpurea* L. onde se contam também os mesmos 20 cromosomas.

Não tentámos estabelecer o ideograma cromosómico destas espécies, primeiro porque nos seria quase impossível determinar o grau de contracção produzido pelo hidrato de cloral, e segundo porque as aglutinações cromáticas que se observam nas figuras 1 e 3 podem falsear o verdadeiro comprimento dos cromosomas.

Como é fácil de ver, a metafase que apresentamos da espécie *P. Lychnitis* L. exibe uma contracção muito menos acentuada que a da espécie *P. purpurea* L. sujeita ao mesmo tratamento, o que podemos atribuir a uma maior resistência daquela à acção do hidrato do cloral ou então, à posição relativa que ambas as células ocupavam no respectivo meristema.

Em ambas as espécies só encontrámos três tipos de cromosomas — de constrição mediana, sub-mediana e S. A. T. — que reunimos no Quadro I.

QUADRO I

ESPÉCIES	Const. mediana	Const. sub-mediana	S. A. T.	Total
P. Lychnitis L. . . .	8	8	4	20
P. purpurea L. . . .	8	12	—	20

A figura 1 revela-nos a existência de aglutinações cromáticas filamentosas (chamemos-lhes assim) entre vários cromosomas e uma forte aglutinação entre os cromosomas 6 e 7. O cromosoma 8 parece apresentar restos duma aglutinação que se rompeu; em contrapartida a figura 2 mostrando uma forte acção de hidrato de

Fig. 1

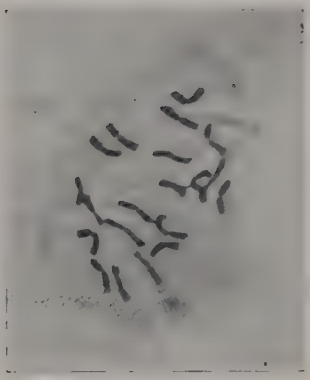


Fig. 3

Fig 2

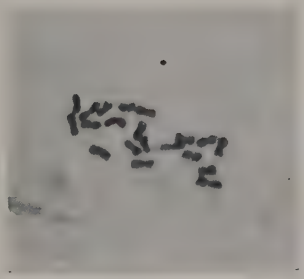


Fig. 4

Fig. 1 e 3 — Desenho e microfotografia duma placa de metafase de *P. Lychnitis* L.

Fig. 2 e 4 — Desenho e microfotografia duma placa de metafase de *P. purpurea* L.

cloral, só exibe uma ligeira aglutinação entre os cromosomas 7 e 9, o que pudemos atribuir ao rompimento dos filamentos pela excessiva contracção dos cromosomas. Talvez pela mesma razão, nesta metafase, única que conseguimos da espécie *P. purpurea* L., não pudemos identificar os cromosomas S. A. T.

Em 1948 SOKOLOVSKAJA e STRELKOVA encontraram no *Phlomis alpina* Pall. 24 cromosomas, o que levou DARLINGTON (1945) a considerar 12, o número básico do género *Phlomis* L.

O facto de termos encontrado nas duas espécies que estudámos deste género, 20 cromosomas, leva-nos a admitir que o número básico seja 10 em vez de 12 ou que o género tenha dois números haplóides de cromosomas, facto que se dá vulgarmente na família *Labiatae*.

Embora sem bases seguras, uma vez que não efectuámos medições de cromosomas, julgamos tratar-se de duas espécies tetraplóides em virtude de termos encontrado no *P. Lychnitis* L. 4 cromosomas S. A. T.; neste caso o número básico seria 5 como acontece em algumas espécies dos géneros *Teucrium*, *Betonica* e *Dracocaephalum* da Família *Labiatae*.

SUMMARY

Chromosome counts were made in *Phlomis Lychnitis* L. and *P. purpurea* L. of the *Labiatae*. For the two species $2n = 20$ was found which does not agree with the basic number of 12 given by SOKOLOVSKAJA and STRELKOVA.

The author admits that this genus might have two basic chromosome numbers and thinks that theses species are tetraploid with the basic chromosome number of 5, like many other genera of the *Labiatae*.

BIBLIOGRAFIA

CÂMARA, A. e COUTINHO, L. AZEVEDO
1939 Citologia dos trigos tetraploides *Agron. Lusitana*, **1**: 268-314.
DARLINGTON, D. C. and JANAKI AMMAL, E. K.
1945 *Chromosome Atlas of cultivated plants* First ed. George Allen & Unwin Ltd. — London.
LOWE, JEANETTE
1946 Root tip smears for Maize *Stain Tech.* **21**: 127-128.

MALHEIROS, NYDIA, CASTRO, D. e CÂMARA, A.

1947 Chromosome number and behaviour in *Luzula purpurea* Link. *Nature*, **160**: 156.

PEREIRA COUTINHO, A. X.

1939 *Flora de Portugal* — 2.ª Edição Bertrand (Irmãos) Lda. — Lisboa.

SOKOLOVSKAJA, A. e STRELKOVA, O.

1938 Polyploidy in the high mountain regions of Pamir and Altai. *C. R. Ac. Sci U. R. S. S.*, **21**: 68.

ESTUDO PRELIMINAR DA INFLUÊNCIA DA PROFUNDIDADE DE PLANTAÇÃO NO ENRAIZAMENTO DA VIDEIRA (1)

POR *ANTÓNIO GUEDES BARJONA DE FREITAS*
(Estação Agronómica Nacional)

INTRODUÇÃO

COM a realização deste trabalho temos em vista os seguintes objectivos: *a)* apreciar os efeitos da profundidade de plantação no enraízamento da videira; *b)* reunir elementos para o estudo dos problemas da profundidade de surriba e de plantação do bacelo.

Ao considerar o primeiro objectivo analisamos um dos factores que decide o sucesso da propagação por estaca, evidenciando os resultados obtidos a importância da natureza das terras e das suas propriedades físicas na emissão radicular.

Posto que sejam fundamentalmente diferentes os dois solos em que se trabalhou, desconhece-se como variaram, com a profundidade, os vários factores físicos (humidade, arejamento, temperatura, etc.), pelo que se torna impossível apreciar como cada um deles interveio nos resultados. Quer dizer, para cada solo, os elementos colhidos informam sobre a actuação dos factores físicos considerados em conjunto, mas não esclarecem, porém, quanto às suas interferências individuais. Dada a importância deste aspecto para a perfeita interpretação dos resultados, ter-se-á de o considerar num futuro estudo que esperamos executar com a colaboração do Departamento de Solos da Estação Agronómica Nacional.

Se a orientação seguida não conduz, quanto ao pormenor, a resultados directamente ajustáveis ao caso da plantação definitiva, teve, contudo, a vantagem de proporcionar, mediante uma despesa mínima, elementos que contribuirão para o delineamento dos ensaios que visam os dois últimos problemas referidos no início deste intróito.

A análise das relações entre as terras e o sistema radicular da videira — nos aspectos: emissão, crescimento e orientação do crescimento das raizes — apresenta-se como tema empolgante que, de há muito, pede estudo cuidadoso, devido às repercussões econó-

(1) Trabalho subsidiado pela Junta Nacional do Vinho.

micas e ao grande interesse prático que tais relações assumem. Ora os problemas da profundidade a que deve ser surribada a terra e plantada a videira, não podem encontrar solução técnica conveniente, enquanto não forem estudadas experimentalmente as relações referidas.

MATERIAL E MÉTODOS

Realizou-se este ensaio em Sacavém no ano de 1947, utilizando estacas das formas *Rupestris du Lot* e *Riparia* × *Rupestris 3309, C.*. Não foi possível, por falta de material, recorrer a estacas com o comprimento 0.60 m. ou 0.70 m. — mais frequentemente usado pela Viticultura Nacional. Esta circunstância obrigou a preparar as estacas com 0.40 m., comprimento que corresponde ao comprimento máximo mais geralmente empregado noutros países vitícolas.

O material colheu-se em Março e proveio de videiras, com 4 anos de idade, da colecção de pés mãis da Estação Agronómica Nacional. Por meio de dois calibradores, um com 6 m/m. e outro com 8 m/m. de abertura, procedemos à calibragem das estacas, operação que incidiu na região mediana do primeiro meritalo da base, permitindo deste modo a escolha das que estavam compreendidas entre 8 m/m e o limite mínimo superior a 6 m/m.. O material assim escolhido foi disposto em lotes de 30 estacas tanto quanto possível uniformes no seu diâmetro. Pesou-se, em seguida, cada lote, após o que se estratificaram as estacas em serradura, efectuando a plantação em 11 de Abril.

O ensaio estabeleceu-se simultâneamente em dois solos diferentes: um franco-argiloso-arenoso e outro argiloso-limoso. Ambos foram estudados por J. CABRAL (1) (1944), estando incluído o primeiro na série B" cartografada no complexo C 3 e o segundo nas alu-

---

(1) Transcrevemos de J. CABRAL (1944) a descrição destas terras:

Série B" (Pág. 105)

METROS

0.00-0.30 — Terreno franco-argilo-arenoso, castanho encarniçado; granuloso fino a médio apresentando fragmentos de carbonato de cálcio branco, com raízes; dando efervescência média a forte e pH entre 7.0 e 7.5.

0.30-0.50 — Terreno franco-argilo-arenoso; mais encarniçado que o anterior e como ele granuloso fino a médio; compacto cimentado; sem raízes; com

viões não diferenciadas que o autor designa por Lezírias do Tejo. Na Tab. I, apresentamos os resultados da análise mecânica.

Na terra argilo-limosa, o lençol de água situava-se mais superficialmente (a cerca de 0.60 m.) devido á influência de uma vala que se manteve com água; na franco-argilo-arenosa, a rocha calcárea encontrava-se aproximadamente a 1 m. de profundidade. Os campos experimentais ficaram afastados um do outro cerca de 60 m..

Recorreu-se ao esquema de ensaio de campo em *talhões fraccionados (split)* com 3 repetições por terra. Os grandes talhões

TABELA I

Análise mecânica. Valores expressos em percentagem

Diâmetro em mm.	Série B"		Lezírias do Tejo	
	1.ª camada	2.ª camada	1.ª camada	2.ª camada
2-0.2 (areia grossa)	48.30	56.45	0.41	0.41
0.2-0.02 (areia fina)	19.73	13.76	5.09	4.79
0.02-0.002 (limo)	5 12	2.64	58.65	55.90
0.002-0 (argila)	26.85	27.15	35.85	58.90
Textura	Franco-argilo-arenosa		Argilo-limosa	

fragmentos de carbonato de cálcio brancos; sendo fraca a média a sua efervescência e o pH entre 7 0 e 7.5.

0.50-0.75 — Rocha calcárea muito decomposta entremeada de terra idêntica à anterior; efervescência forte e pH entre 7.0 e 7.5.

0.75- ? — Rocha calcárea rija e branca com grandes manchas castanhas ferruginosas.

Lezírias do Tejo (Pág. 113)

METROS

0.00-0.25 Terra argilo-limosa; pardo acastanhada; de estrutura granulosa e prismática, fendilhando e apresentando torrões muito rijos; com raízes; muito compacta quanto à consistência; de efervescência nula a fraca e pH entre 7.5 e 8 0.

0.25-0.60 — Camada semelhante à anterior mais escura por ser mais húmida e com maior percentagem de argila.

0 60-0 80 — Camada semelhante à anterior de tom mais escuro, muito húmida e com maior percentagem de argila.

0.80- ? — Camada semelhante à anterior, sempre enxarcada e por vezes com água.

receberam as formas de porta-enxertos e os pequenos talhões — constituídos cada um por uma linha com 30 estacas — as modalidades a ensaiar, isto é, as profundidades de plantação, que passam a designar-se do seguinte modo:

Modalidades: 10 — estacas enterradas verticalmente e com a base a 0,10 m. de superfície do terreno.
10*i* — estacas enterradas obliquamente e com a base de 0,10 m. da superfície do terreno.
20 — estacas enterradas verticalmente e com a base a 0,20 m. da superfície do terreno.
30 — estacas enterradas verticalmente e com a base a 0,30 m. da superfície do terreno.
40 — estacas enterradas verticalmente e com a base a 0,40 m. da superfície do terreno.

A distribuição do material pelos grandes e pequenos talhões foi casual.

Antes da plantação o terreno foi cavado à profundidade de 0,50 m. Executou-se a plantação à vala tendo-se distribuído no fundo destas aproximadamente 12 Kgs. de estrume. A profundidade das valas excedeu em 0,10 m. a profundidade de plantação. Para facilitar este trabalho tomou-se a precaução de assinalar em cada estaca, por meio de um traço feito com tinta de óleo branca, a região que devia ficar ao nível do terreno.

Usaram-se os seguintes compassos:

Na linha: 0,10 m.
Nas entrelinhas: 0,40 m.
Entre grandes talhões: 0,50 m.
Entre repetições: 0,60 m..

Durante o ciclo vegetativo, os campos de ensaio receberam duas regas e quatro redras.

Após a queda das folhas procedeu-se ao arranque dos barbados e à contagem destes e do número de raízes adventícias compreendidas entre a base e 0,02 m. acima do segundo nó imediato à base da estaca. Nesta contagem incluiram-se as feridas provocadas pelas poucas raízes que se partiram durante o arranque. Os lançamentos anuais da parte aérea dos barbados cortaram-se rentes à estaca e pesaram-se.

A análise estatística das percentagens de pegamentos e dos pesos totais da parte aérea dos barbados, bem como, do número de raízes, realizou-se após a transformação dos valores originais em ângulos (ângulo = arc. sen. $\sqrt{\text{percentagem}}$) e logarítmos,

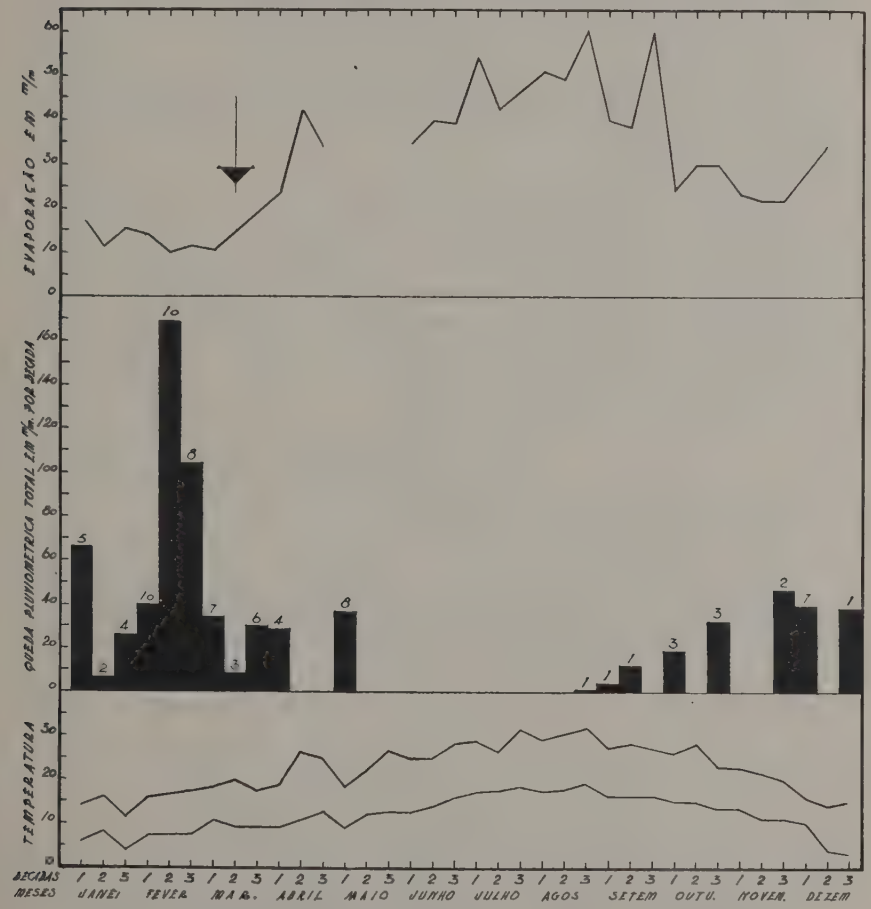


Fig. 1 — Temperaturas médias (máxima e mínima), evaporação, queda pluviométrica e número de dias de chuva, por décadas, no ano de 1947. A seta indica a década em que se realizou a plantação.

respectivamente. Portanto, os valores médios que se apresentam nas Tab. II, IV, V, VI e IX proveem das transformações mencionadas.

As comparações entre os valores médios das modalidades realizou-se mediante o ensaio de *t* e de acordo com o que WISHART (1940, Pag. 27-28) preconiza. Todavia, para estabelecimento de grupos de modalidades que diferem significativamente entre si, recorreu-se, por vezes, às comparações baseadas em graus de liberdade individuais SNEDECOR (1945, Cap. XV).

Em virtude do material utilizado apresentar, quanto ao diâmetro, pequena variação e de ter sido distribuido casualmente, consideramos os resultados obtidos como sendo independentes do vigor da estaca.

Os gráficos da Fig. 1 dão uma ideia da forma como decorreu o ano quanto à queda pluviométrica, e quanto à temperatura e à evaporação, registadas no abrigo. Assinala-se nesta figura, por meio de uma seta, a década em que se fez a plantação. À queda pluviométrica que se deu duas décadas depois da plantação e que totalizou 35 mm seguiu-se um período de grande estiagem com temperaturas e evaporação elevadas.

RESULTADOS

Efeito da profundidade de plantação na percentagem de pegamentos

Apresentamos na Tab. II os valores das percentagens de pegamentos e na Tab. III a análise de «variância». Esta esclarece que o grupo de valores em estudo acusou «variâncias» significa-

TABELA II

Percentagem de pegamentos

Modalidades	Terra franco-argilo-arenosa		Terra argilo-limosa	
	Rup. du Lot	*3309*	*Rup. du Lot*	*3309*
10	23.8	36.6	53.7	74.3
10 *i*	59.2	47.8	91.3	87.7
20	46.5	59.6	74 4	68.0
30	63.5	85.3	32 9	26 4
40	68.9	72 7	43 3	10.2

tivamente diferentes da «variância» do erro quanto à profundidade de plantação e à interacção desta com as terras.

TABELA III

Análise de «variância» dos ângulos que correspondem a percentagem de pegamentos (ângulo = arc. sen. $\sqrt{\text{percentagem}}$)

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	2 522	2.52
Terras	1	0.074	0 07
Repetições	4 (2+2)	538.832	134.71
Erro (a)	4	1317.858	329.46
Profundidades	4	2150.776	537.69**
Prof. × porta-enxertos	4	774.860	193.72
Prof. × terras	4	7777.815	1944.45**
Prof. × porta. × terras	4	508.776	127 19
Erro (b)	31 (1)	3345.157	107 91

(1) 31 g. l. devido ao cálculo do valor médio de um pequeno talhão, motivado pela morte das estacas de *3309* plantadas verticalmente a 0.10 m. de profundidade na terra franco-argilo-arenosa.

** «variância» altamente significativa (P = 0.01).

Quer dizer, para a mesma terra a profundidade de plantação condicionou a percentagem de pegamentos e a mesma profundidade de plantação conduziu a resultados dissemelhantes nas duas terras. Os gráficos da Fig. 2, construidos com os valores médios das percentagens de pegamentos (em média geral dos porta-enxertos) que correspondem à profundidade de plantação, indicam os aspectos referidos.

Uma análise cuidada e baseada na interpretrção estatística permite as seguintes observações:

A) — *Sobre a actuação diferencial da profundidade de plantação na mesma terra:*

1) — *Terra argilo-limosa*

a) — As estacas enterradas obliquamente e com a base a 0.10 m. da superfície do terreno, foram as que proporcionaram os resultados mais favoráveis (89.5 %) e significativamente diferentes das restantes modalidades;

b) — As plantações a 0.30 m. e a 0.40 m. conduziram a resultados desastrosos (29.6 % e 24.8 %, respectivamente) e significativamente diferentes dos que se obtiveram com as outras modalidades;

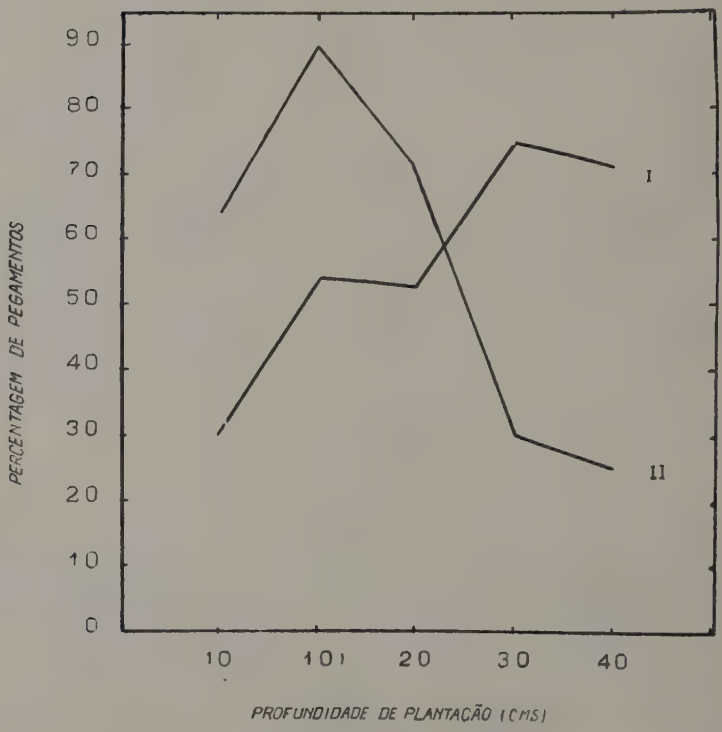


Fig. 2 — Efeito da profundidade de plantação na percentagem de pegamentos. I) Na terra franco-argilo-arenosa. II) Na terra argilo-limosa.

c) — As plantações a 0.20 m. e a 0.10 m. (estaca disposta verticalmente) não diferiram significativamente entre si (respectivamente, 71.2 % e 64.3 %) mas diferem significativamente das restantes modalidades. Manifestaram um comportamento intermédio ao das modalidades mencionada nas alíneas a) e b).

2) — *Terra franco-argilo-arenosa:*

a) As plantações a 0.30 m. (75.2 %) e a 0.40 m. (70.9 %) manifestaram idêntico comportamento, o qual foi significativamente mais vantajoso do que o revelado pelas outras modalidades;

b) — A plantação a 0.10 m. (30.0 %) com a estaca vertical foi desastrosa, e diferiu significativamente das restantes profundidades de plantação;

c) — As plantações a 0.20 m. (53.0 %) e a 0.10 m. (53.5 %) com a estaca disposta obliquamente, não diferiram significativamente entre si, mas diferiram significativamente das restantes modalidades. Estas profundidades manifestaram um comportamento intermédio ao das profundidades consideradas nas alíneas a) e b).

B) — *Sobre a actuação diferencial das mesmas modalidades nas duas terras* (Tab IV).

Sob este aspecto as modalidades em estudo, com excepção da plantação a 0.20 m., conduziram a resultados cujas diferenças são significativas.

TABELA IV

Percentagem de pegamentos por profundidades de plantação e por terras. Valores médios

Modalidades	Terra franco-argilo-arenosa	Terra argilo-limosa	Diferença
10	30.0	64.3	signif.
10 *i*	53 5	89 5	»
20	53.0	71.2	não »
30	75.2	29.6	signif.
40	70.9	24.8	»

O que acabamos de referir, pode ser melhor analisado mediante o estudo das interacções das profundidades de plantação com as terras (Tab. IV). Esta interacção foi significativa nos casos seguin-

tes: 10-30, 10-30, 10*i*-30 e 10*i*-40, o que, aliado aos resultados obtidos, permite concluir terem-se mostrado muito mais vantajosas as plantações superficiais, a 0.10 m., na terra argilo-limosa, do que as plantações mais profundas, isto é, a 0.30 m. e a 0.40 m., enquanto na terra franco-argilo-arenosa se verifica o inverso.

Influência da profundidade de plantação no número de raizes

Apresentamos nas Tab. V e VI os resultados referentes ao número médio de raízes e nas Tab. VII e VIII as análises de «variância» que correspondem a cada terra.

TABELA V

Número médio de raízes na base da estaca

Modalidades	Terra franco-argilo-arenosa	Terra argilo-limosa
10	12.0	26 2
10 *i*	11.5	23.9
20	19.1	39.1
30	19.6	32.3
40	18.4	—

TABELA V

Número médio de raízes na base da estaca

Porta - enxertos	Terra franco-argilo-arenosa	Terra argilo-limosa	Média
Rupestris du Lot	12.8	26.9	19.8
Rip. × *Rup. 3309*	19.5	33.9	26 7
Média	16.1	30 4	

Na terra argilo-limosa não se tomou em conta a plantação a 0.40 m porque a humidade excessiva destruiu, em quase todas as estacas, a região basilar.

Os efeitos da natureza dos solos no número médio de raízes encontram-se representados gràficamente na Fig. 3.

Contràriamente ao que se observou relativamente à percen-

TABELA VII

Análise de «variância» dos logaritmos dos números médios de raízes na base da estaca. Terra franco-argilo-arenosa

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	0.238877	0.238877 *
Repetições	2	0.018670	0.009335
Erro (a)	2	0 006234	0.003117
Profundidades	4	0 325118	0 081280 **
Port. × Prof.	4	0 020474	0.005118
Erro (b)	15 (1)	0.084280	0 005685

(1) 15 g. l. devido ao cálculo do valor médio de um pequeno talhão, motivado pela morte das estacas de *3309* plantadas verticalmente a 0.10 m. de profundidade.

* «variância» significativamente diferente da «variância» do erro ($P = 0.05$).

TABELA VIII

Análise de «variância» dos logarítmos dos números médios de raízes na base da estaca. Terra argilo-limosa

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	0.064640	0.064640
Repetições	2	0.023574	0.011787
Erro (a)	2	0.011304	0.005652
Profundidades	3	0 172236	0.057412 **
Port. × Prof.	3	0.000367	0 000122
Erro (b)	12	0 090059	0.007505

tagem de pegamentos, verifica-se que a condição referida influe manifestamente no número de raízes.

As Tabs. VII e VIII mostram ter sido a profundidade de plantação origem de uma variação altamente significativa. Já a forma

de porta-enxerto apresentou-se como responsável por uma variação cuja «variância» foi significativamente diferente da «variância» do erro, mas apenas na terra franco-argilo-arenosa. Todavia, em qualquer das terras (Tab. VI), a forma *3309* revela-se com maior número médio de raízes, e é curioso até notar que as diferenças entre o número médio de raízes dos dois porta-enxertos têm nas duas terras, idêntico valor.

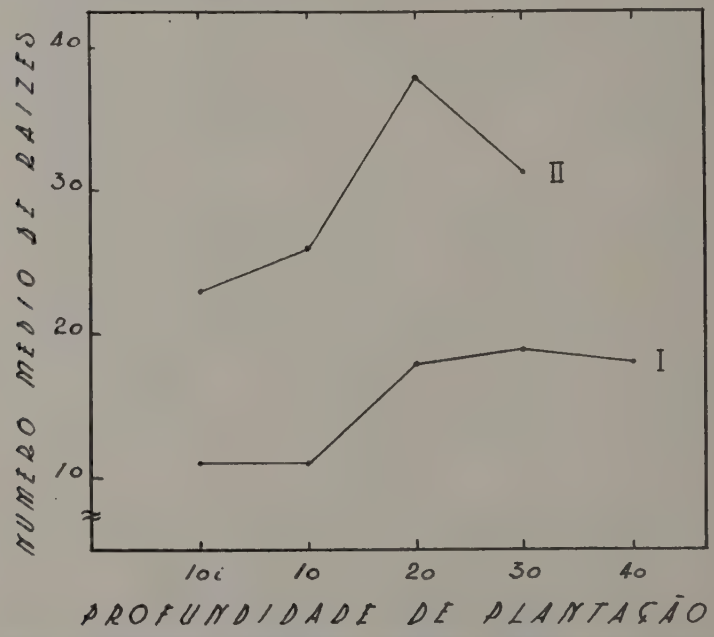


Fig. 3 – Variação do número médio de raízes, na base da estaca, com a profundidade de plantação. I) Na terra franco-argilo-arenosa. II) Na terra argilo-limosa.

Estas observações levam-nos a admitir que a forma *3309* possui condições intrínsecas que lhe facultam uma maior emissão radicular, aspecto que possìvelmente não se confirma na análise de «variância» da Tab. VIII devido a ter sido mais elevado o erro experimental.

Por não se ter revelado significativamente diferente da «variância» do erro a «variância» da interacção *profundidades × porta-enxertos*, limitamo-nos a analisar os resultados quanto aos efeitos da profundidade da plantação em média geral dos porta-enxertos.

A) — *Terra franco-argilo-arenosa:*

a) — O maior número de raízes observou-se entre 0.20 m. e 0.40 m. Estas profundidades de plantação não diferiram significativamente entre si;

b) — As plantações a 0.10 m. conduziram a idênticos resultados, os quais diferem significativamente dos das modalidades compreendidas na alínea anterior.

B — *Terra argilo-limosa:*

a) — As plantações a 0.20 m. e a 0.30 m. de profundidade foram as que acusaram maior número de raízes. Não diferem significativamente entre si, posto que a 0.20 m. tenha correspondido uma maior emissão radicular, mas diferem significativamente das plantações à profundidade de 0.10 m.;

b) — O menor número de raízes registou-se nas plantações a 0.10 m., cujas modalidades manifestaram idêntico comportamento.

Desenvolvimento vegetativo da parte aérea dos barbados

Registamos na Tab. XI o peso médio (em média geral das formas de porta-enxertos) do crescimento lenhoso anual.

TABELA IX

Peso médio, em gramas, da parte aérea dos barbados

Modalidades	Terra franco-argilo-arenosa	Terra argilo-limosa
10	—	28.9
10*i*	14.7	28.4
20	13 0	16.8
30	17.7	10.2
40	28.7	—

Em qualquer das terras a forma *Rupestris du Lot* realizou maior crescimento lenhoso do que a *3309*, mas as diferenças entre o comportamento destas formas sòmente se revelou significativa na terra franco-argilo-arenosa.

Como a «variância» da interacção *porta-enxertos* × *profundidades* não diferiu significativamente da «variância» do erro, passamos a analisar os resultados dos efeitos da profundidade de plantação em média geral das duas formas de porta-enxertos.

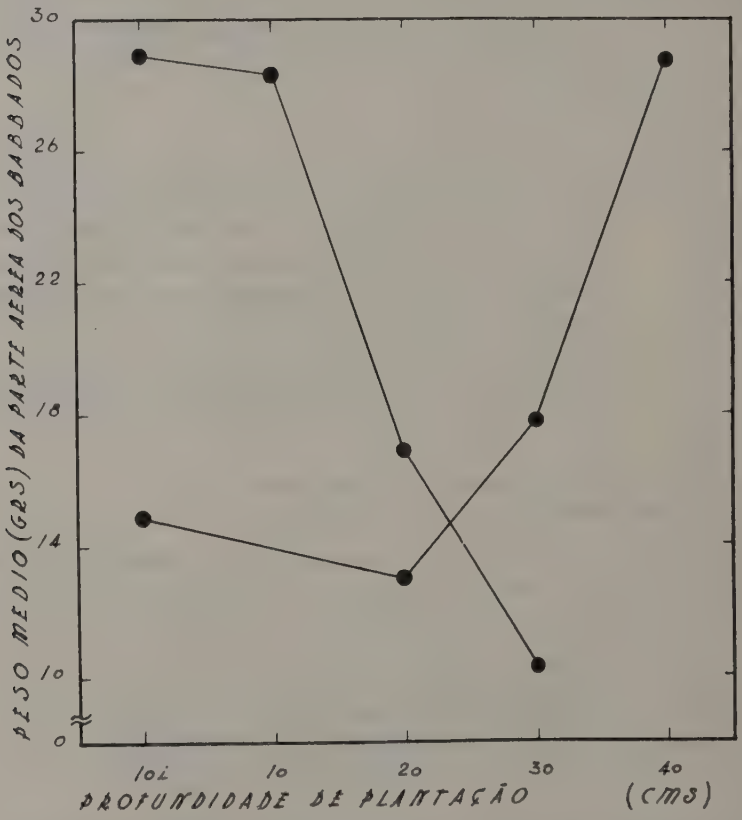


Fig. 4 — Influência da profundidade de plantação no peso médio da parte aérea dos barbados. I) Na terra franco-argilo-arenosa. II) Na terra argilo-limosa.

Com os elementos da Tab. IX construiram-se os gráficos da Fig. 4, que mostram ter sido o crescimento influenciado pela profundidade a que se plantou, e haver uma interacção entre a profundidade de plantação e o factor terra. Assim, na terra argilo-limosa o maior desenvolvimento vegetativo ocorreu nas

plantações a 0,10 m., enquanto que na franco-argilo-arenosa correspondeu à profundidade de 0,40 m.

Todavia, a análise estatística (Tabs. X e XI) sòmente na terra franco-argilo-arenosa confirma o efeito da profundidade de plantação no crescimento da parte aérea dos barbados. Nesta terra a

TABELA X

Análise de «variância» dos logaritmos dos pesos médios dos crescimentos lenhosos da parte aérea dos barbados. Terra franco-argilo-arenosa.

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	2	0.154226	0.077113**
Blocos	1	0.563347	0 563347
Erro (a)	2	0.032826	0.016413
Profundidades	3	0 407710	0.135903*
Porta × Prof.	3	0.032621	0 010874
Erro (b)	12	0 459471	0.038292

TABELA XI

Análise de «variância» dos logaritmos dos pesos médios dos crescimentos lenhosos da parte aérea dos barbados. Terra argilo-limosa.

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	0.103491	0.103491
Blocos	2	0 145974	0.072987
Erro (a)	2	0.514459	0.257230
Profundidades	3	0.843797	0.281266
Port. × Prof.	3	0.066431	0.022144
Erro (b)	12	0 066048	0.088837

plantação a 0,40 m. revelou, quanto ao aspecto em estudo, um comportamento que diferiu significativamente dos comportamentos manifestados pelas restantes profundidades de plantação. Já na terra argilo-limosa, onde o erro experimental foi maior, a «variân-

cia» devida à profundidade não diferiu significativamente da «variâcia» do erro (b), posto que não sejam muito dispares os *FF* calculado e tabelar. Muito embora neste ensaio não difiram, relativamente ao nível de significação de 5 %, as variações induzidas pela profundidade, o facto é que, como evidência a Fig. 4, os valores obtidos revelam diferenças de comportamento que têm significado prático e se devem ao factor profundidade de plantação.

DISCUSSÃO E APRECIAÇÃO DOS RESULTADOS

As análises de «variância» acusam erros experimentais elevados, inconveniente que poderá ser diminuido pelo aumento do número de repetições e de estacas a plantar nos pequenos talhões, bem como, ainda, pela utilização de material mais homogéneo quanto ao diâmetro e ao comprimento.

Ao deliniar-se uma experiência desta natureza não deve relegar-se para segundo plano o último aspecto referido, porque a percentagem de pegamentos, o número de raízes e o desenvolvimento vegetativo, são influenciados pelo vigor da estaca. Este facto, aliado à impossibilidade, motivada pela falta de material, de recorrer a estacas com idêntico diâmetro, obrigou a analisar estatisticamente os grupos de valores constituidos pelos pesos médios das estacas que se plantaram afim de se ajuizar da homogeneidade do material. Os cálculos basearam-se na transformação logarítmica dos dados originais, pelo que proveem dessa transformação os valores que se lhes referem e que estão inscritos nas Tabs. XII e XV.

Os resultados das análises de «variância» registaram-se nas Tabs. XIII e XIV e mostram que o peso inicial da estaca foi mais homogéneo na terra franco-argilo-arenosa do que na argilo-limosa. Contudo, nesta terra, verifica-se que a «variância» devido aos blocos é significativamente mais pequena do que a «variância» do erro (a).

SNEDECOR (Pág. 230, 1945) refere que esta circunstância é indício de ter ocorrido qualquer facto acidental ou intencional que restringiu a variação casual das médias. Tal facto, no caso presente, foi meramente acidental e deve-se à distribuição das estacas, a qual deu origem a uma forte interacção entre blocos e porta-enxertos

(Tab. XV), que contribuiu para aumentar a «variância» do erro (a) (Tab. XIV). Se tivessemos, em parte, distribuido as estacas ordenadamente, de modo a confundir as diferenças entre os pesos

TABELA XII

Peso médio (gr.) dos estacas ao serem plantadas

Modalidades	Terra franco-argilo-arenosa	Terra argilo-limosa
10 *i*	17.7	16 6
10	17.4	14 2
20	17.0	15 8
30	17 5	14 8
40	17.6	14.1

TABELA XIII

Análise de «variância» dos logarítmos dos pesos médios das estacas ao serem plantadas. Terra franco-argilo-arenosa

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	0.100572	0 100572
Blocos	2	0.031794	0.015897
Erro (a)	2	0.126112	0 063056
Profundidades	4	0.001490	0.000372
Port. × Prof.	4	0.012920	0.003230
Erro (b)	16	0.047835	0.002990

médios das estacas (de cada lote) com os blocos, ter-se-ia conseguido diminuir a «variância» do aludido erro em cêrca de 1/6, conforme tivemos ocasião de verificar.

Quanto referimos repercutiu-se nos resultados, como se pode ver consultando os valores médios da Tab. XV, onde se observa, também, quanto à percentagem de pegamentos, uma forte interacção entre blocos e porta-enxertos. A repercussão foi mais notável na percentagem de pegamentos do que no número de raízes emitidas e mostrou-se nula no desenvolvimento vegeta-

tivo da parte aérea dos barbados. Isto leva a admitir que as análises de «variância» apresentam «variâncias» dos erros (aa) mais elevadas na terra argilo-limosa do que na franco-argilo-arenosa, certamente devido à interacção aludida que proveio, em grande parte, da menor uniformidade do material. Mas como os efeitos que mais directamente interessam aos objectivos deste ensaio se apreciam mediante as «variâncias» dos erros (bb) e não dos

TABELA XIV

Análise de «variância» dos logaritmos dos pesos médios das estacas ao serem plantadas. Terra argilo-limosa.

Origem de variação	g. l.	S. Q.	«Variância»
Porta-enxertos	1	0.016193	0.016193
Blocos	2	0.000269	0.000134
Erro (a)	2	0.175790	0.087895
Profundidades	4	0.022928	0.005732
Port. × Prof.	4	0.019236	0.004809
Erro (b)	16	0.103901	0.006494

TABELA XV

Peso médio (grs.) das estacas ao serem plantadas e percentagens médias de pegamentos. Terra argilo-limosa.

Blocos	*Rupestris da Lot*		*3309*	
	Peso da estaca	% de pegamentos	Peso da estaca	% de pegamentos
I	18 3	69.0	12.3	36.2
II	17.5	61.3	12 8	57 5
III	12.5	51.2	18 5	60.7

erros (aa), o facto discutido não invalida as conclusões que apresentamos quanto aos efeitos da profundidade de plantação da estaca na percentagem de pegamentos, no número de raízes

constituidas e no desenvolvimento vegetativo dos barbados. Por isso se tornou desnecessário recorrer à análise de «covariância» para tentar diminuir as «variâncias» dos erros (aa).

Os efeitos gerais devidos à natureza das terras e à profundidade de plantação não assumem a mesma importância no resultado da percentagem de pegamentos. De facto, ambas as terras proporcionaram idêntica percentagem de pegamentos, 56.9 % na argilo-limosa e 56.8 % na franco-argilo-arenosa, sendo, portanto, responsáveis por uma variação muito pequena (0.07, Tab. III), ao passo que a profundidade de plantação revelou-se, pelo contrário, uma importante origem de variação (537.69**, Tab. III). Todavia, mostram os resultados obtidos (Tab. IV), e confirma-o a análise de «variância», que os efeitos gerais acima referidos (terras e profundidades de plantação) estão sujeitos a modificações profundas, que sobremodo interessam considerar na prática, e que se devem à interacção *profundidade de plantação* × *terras* (1944.45** Tab. III).

Do que se referiu há a concluir que, para idênticas condições clímicas e internas do material, a percentagem de pegamentos depende da medida em que a profundidade de plantação se encontre adequada às propriedades físicas das terras.

O número de raízes na base da estaca variou significativamente com: a forma de porta-enxerto, a natureza da terra e a profundidade de plantação. As condições da terra argilo-limosa foram muito mais propícias à emissão radidular do que as da franco-argilo-arenosa. Contudo, tem maior interesse a análise da variação do número de raízes com a profundidade pelas indiçações que fornece sobre a interferência dos factores físicos do solo no enraízamento. De facto, se as condições se mantivessem inalteráveis com a profundidade, deveria registar-se idêntica emissão radicular para material da mesma origem e plantado na mesma terra a profundidades diferentes. Mostram os resultados obtidos que a primícia posta não é válida, pelo que a maior emissão radicular na base da estaca deve resultar dos factores físicos se terem combinado por forma mais favorável. O que referimos é mais evidente na terra argilo-limosa do que na franco-argilo-arenosa, porque naquela foram seguramente muito mais extremadas as condições de humidade e de arejamento. E assim, na primeira, o número de raízes, que se constituiram, atinge o máximo valor a

0.20 m. de profundidade, decai um pouco a 0.30 m. e adquire um valor mínimo, cerca de zero, a 0.40 m. de profundidade; na segunda, o número de raízes mantem-se pràticamente o mesmo a 0.20 m., a 0.30 m. e a 0.40 m..

Pode não coincidir, na mesma profundidade, a maior percentagem de pegamentos com o maior número de raízes. Verifica-se este caso na terra argilo-limosa, onde se obteve, a 0.10 m. (estacas dispostas obliquamente) a mais elevada percentagem de pegamentos e a 0.20 m., o maior número de raízes.

O que acaba de mencionar-se é mais uma manifestação a evidenciar a influência dos factores físicos na emissão radicular. De facto, a terra a que nos referimos pode considerar-se uma «terra fria», o que torna a plantação superficial usufruidora de vantagens que as outras profundidades não disfrutam. As condições de humidade, de arejamento e de temperatura, devem ter sido, inicialmente, mais favoráveis a 0.10 m. do que nas restantes profundidades, o que permitiu que a emissão radicular ocorresse mais cedo, e, portanto, que houvesse menor disparidade entre os períodos em que se iniciou esta fase e a de abrolhamento.

As observações realizadas sobre o desenvolvimento vegetativo da parte aérea dos barbados mostram nitidamente que foram as estacas plantadas a 0.10 m. que efectuaram maior crescimento, o que, aliado ao facto de não ter havido diferenças de comportamento quanto ao início de rebentação das estacas plantadas às profundidades ensaiadas, confirma o ponto de vista anteriormente expresso. Contudo, devido à evaporação, as condições que presidiram à emissão radicular a 0.10 m. de profundidade não se mantiveram por muito tempo, mas as raízes constituídas asseguraram a vida ao barbado, graças, provàvelmente, à orientação do seu crescimento para zonas mais profundas.

A profundidade a que se deve surribar a terra e plantar a videira para estabelecer a vinha nacional, quer pela diversidade das nossas condições ecológicas, quer pelo hábito, tão fortemente arreigado, de plantar profundamente, constituem problemas, cujas soluções aliam ao interesse prático um grande interesse económico.

Segundo informa MANARESI (1947), na Alemanha planta-se à profundidade de 0.20 m. — 0.25 m. nos solos superficiais, compactos e calcáreos, de 0.27 m. — 0.30 m. nos medianamente compactos, de

0.35 m. — 0.40 m. nos ligeiros, secos, cascalhentos ou muito declivosos; e na França, entre 0.20 m. — 0.32 m., atingindo 0.40 m., na região meridional, se a terra é seca e cascalhenta; enquanto na Argélia a profundidade de plantação é no máximo de 0.40 m., em terras secas e cascalhentas, e na Tripolitânia se reconheceu não convir que ultrapasse 0.50 m., entre nós planta-se, salvo raras excepções, entre 0.50 m. — 0.70 m. de profundidade! CASTRO (1896) (1), COUTINHO (1904) e BRAVO E OLIVEIRA (1923) consideravam exagerada a profundidade a que geralmente plantamos, mas é possível que o hábito persista por não estar ainda demonstrado se existe ou não vantagem em plantar mais superficialmente.

Pondo de parte as terras «pesadas» e «húmidas», onde é evidente ser vantajosa a plantação superficial (aproximadamente a 0.20 m.), consideremos o caso das terras «leves» e «secas». Convirá, nestas últimas, que a plantação ultrapasse a profundidade de 0.40 m.? A resposta precisa só poderá ser dada após o estudo do problema. Todavia, é duvidoso que da plantação mais profunda resulte, para o vigor do barbado, um benefício que venha a reflectir-se apreciàvelmente na productividade da videira. E é duvidoso, porque as plantações entre 0.50 m. e 0.70 m., relativamente à plantação a 0.40 m. de profundidade, não defendem melhor a videira das perdas de água da terra motivadas pela evaporação, pois os seus efeitos fazem sentir-se a muito menor profundidade nas terras arenosas do que nas argilosas, embora nestas se transmitam muito mais lentamente do que naquelas. Mas, se o que se receia é a falta de humidade, duvidamos, ainda, que a plantação mais funda, isto é, com mais 0.10 m., 0.20 m. ou 0.30 m. constitua solução conveniente, tanto pelo aspecto técnico como económico. Deve-se, de preferência, tentar resolver o problema melhorando as propriedades físicas das terras, o que talvez seja possível conseguir, sem grande despesa, pela prática da sideração.

Tem a raíz da videira um grande poder de penetração. Enquanto uma parte do seu sistema radicular se desenvolve numa camada mais ou menos superficial da terra, a outra explora as

(1) D. LUIZ DE CASTRO (1896) escreveu a pág. 34 o seguinte: «*É preciso desarreigar por completo na generalidade dos casos o antigo hábito das plantações fundas a 0.60 m. e mais*» e, mais adiante, na mesma página: «*costume errado é esse* (refere-se à plantação a 0.60 m. e mais) *a que justamente se atribue a fraqueza de muitos vinhedos portugueses.*»

zonas mais profundas, ultrapassando, por vezes em muitos metros, as raízes que a constituem, a zona surribada. Quando se realizou o reconhecimento da região de Torres Vedras, encontraram-se em terra margosa (unidade cartografada sob a designação de Marga de S. Domingos de Carmões, FREITAS, CABRAL e VEIGUINHA, 1946) raízes de videira à profundidade aproximada de 5 m..

Aludimos, anteriormente, à distribuição do sistema radicular da videira, mas não dissemos que as observações por nós realizadas levam a admitir que tal distribuição é aparente, sobretudo em terras fundas e em videiras de idade superior a seis anos, porquanto com esta idade as raízes apresentaram sempre tendência para aprofundar. Por outro lado, observamos que a emissão radicular (referimo-nos sempre às raízes adventícias) tende a efectuar-se cada vez mais à superfície da terra (o que não quer dizer que não se estabeleça a distribuição já aludida) e que a região inferior do porta-enxerto, num futuro mais ou menos próximo da plantação, acaba por morrer. Esta emancipação resulta do papel dominante que passam a desempenhar, na vida da videira, as raízes formadas mais superficialmente devido, por certo, à posição previlegiada que ocupam.

As modificações, a que aludimos, proveem, assim o julgamos, não da idade da videira, mas das alterações produzidas na terra surribada, principalmente pela acção das chuvas.

A surriba é uma operação que contribui para melhorar o desenvolvimento vegetativo da videira, porque permite que esta disponha de mais água nos primeiros anos e porque faculta às raízes uma penetração mais rápida e profunda. Tem inconvenientes; um deles o de ser um trabalho dispendioso, dispendiosíssimo mesmo quando ultrapassa a profundidade de 0,60 m.. Pergunta-se. então: Convirá, técnica e econòmicamente, levar a surriba à profundidade de 1 m. ou mesmo mais, como tão frequentemente se preconiza e se pratica? Permitirá a plantação mais superficial surribas menos profundas, sem que isso traga uma redução na capacidade productiva da videira? E, caso se verifique uma redução de productividade, em que medida este efeito poderá ser compensado ou melhorado pela sideração? Cada pergunta encerra uma série de problemas, que nos propomos estudar tão cedo nos facultem os meios que tornem possível iniciar os trabalhos experimentais. Forçosamente, o estudo dos problemas apresentados terá

de considerar-se quando se reconhecer que o futuro da nossa viticultura dependerá, em grande parte, da energia e da continuidade postas na demanda de soluções mais económicas para os seus problemas técnicos. E, assim, caso se reconheça que, nas condições ecológicas onde actualmente se planta entre 0.50 m. e 0.70 m., é possível plantar mais superficialmente, isto é, entre 0.20 m. e 0.40 m., e que a plantação mais superficial permite, sem diminuir a capacidade productiva da videira, a realização de surribas menos fundas, não será pequeno o benefício económico obtido, não só porque a produção de barbados mais curtos contribui para diminuir o seu preço de custo, por aumentar o rendimento dos pés-mãis e tornar menos dispendiosa a postura da estaca no viveiro, mas, ainda, porque diminui consideràvelmente os encargos da preparação da terra para a plantação definitiva. Os milhares de contos, que anualmente a Viticultura Nacional dispende com a surriba, só por si, justificam o estudo dos problemas abordados.

SOMMAIRE

Cet essai a été réalisé en vue des objectifs suivants:

a) apprécier les effects de la profondeur de plantation sur la formation des racines de la bouture de vigne; et
b) réunir des éléments en vue de l'étude des problèmes de la profondeur du dèfoncement et de la plantation des racinés.

Considérant l'objectif mentionné au § a), on analyse l'un des facteurs décisif du succès de la propagation par bouture; les résultats obtenus mettent en évidence l'importance de la nature des terres et de leurs propriétés physiques sur l'émission des racines.

La profondeur à laquelle on doit défoncer la terre et planter le raciné pour établir le vignoble national, soit par suite de la diversité de nos conditions écologiques, soit par suite de l'habitude, si solidement établie chez nous, de planter à une grande profondeur, constituent des problèmes dont les solutions présentent à la fois un grand intérêt pratique et un grand intérêt économique. Par conséquent, l'analyse des rapports entre la nature des terres et le système radical de la vigne — au point de vue de l'émisson, de la croissance et de l'orientation de la croissance des racines —

est une question de toute première importance qui, depuis longtemps, exige une étude minutieuse, étant donné la contribution aqu'elle apporte à la solution des problèmes mentionnés au § b). Malheureusement, cette question n'a pu être encore étudiée ; mais les éléments que nous avons réunis dans ce travail constituent une base qui facilitera le plan des essais visant à établir les effects de la profondeur du défoncement et de la plantation du raciné sur la productivité et la vigueur de la vigne.

On a utilisé des boutures d'une longueur de 0.40 m. environ, et dont les diamètres étaient compris entre 8 mm. inclusivement et 6 mm exclusivement, de port-greffe *Rupestris du Lot* et *Riparia* $\times$ $\times$ *Rupestris 3309, C.* Pour chaque porte-greffe et chaque terrain considérés, on a groupé les boutures en autant de lots qu'il y avait de profondeurs de plantation à expérimenter, en ayant soin de rendre chaque lot le plus homogène possible, quant au diamètre, et d'en vérifier le poids. On considère que les résultats obtenus, en ce qui concerne les effets de la profondeur de plantation, sont indépendants de la vigueur des boutures plantées (Tabs. XIII et XIV).

L'expérience a été réalisée en 1947 à Sacavém (Estação Agronómica Nacional), simultanément sur deux sols physiquement différents : l'un franc-argileux-sablonneux, l'autre argileux-limoneux.

On a utilisé le schéma d'essai en *split*, avec trois répétitions par terrain. On a réservé les grandes *plots* aux formes de porte-greffe, et les petites *plots* — cinq rangées de 30 boutoures — aux modalités à expérimenter. Celles-ci ont été des profondeurs de plantation, désignées de la façon suivante :

10 — Bouture plantée verticalement, avec la base à 0.10 m. de la surface du terrain.
10 *i* — — — obliquement, avec la base à 0.10 m. de la surface du terrain.
20 — Bouture plantée verticalement, avec la base à 0.20 m. de la surface du terrain.
30 — — — — , avec la base à 0.30 m. de la surface du terrain.
40 — — — — , avec la base à 0.40 m. de la surface du terrain.

L'interprétation statistique des résultats a permis de constater que :

a) Le pourcentage des boutures qui ont pris s'est révélé indépendant de la nature des terres (Tab. III), et a été au contraire fortement influencé par la profondeur de plantation et par l'interaction *profundeur* × *terres* (Tab. III). Sur le terrain argilo-limoneux, la plantation superficielle à 0.10 m. s'est révélée nettement plus favorable que là plantation plus profonde, à 0.30 m. et à 0.40 m., tandis que l'inverse a été constaté sur le terrain franc-argilo-sablonneux (Tab. II, IV, et Fig. 2).

b) Le nombre de racines qui s'est formé dans la région basilaire du raciné a été influencé, aussi bien par la nature des terrains que par la profundeur de la plantation. L'effect général du terrain sur le nombre moyen de racines a été plus fort sur le terrain argilo-limoneux que sur le terrain franc-argileux-sablonneux (Tab. VI). Sur ce terrain, les boutures plantées à 0.20 m., 0.30 m. et 0.40 m. ont donné des résultats identiques, qui se sont révélés supérieurs à ceux qui ont été obtenus avec la plantation à 0.10 m. (Tab, V et VII, Fig. 3). Sur la terre argilo-limoneuse, le nombre des racines a été plus grand pour les boutures plantées à 0.20 m. et à 0.30 m. que pour les boutures plantées à 0.10 m. (Tab. V et VIII, Fig. 3). Nous ne présentons pas les résultats obtenus pour la plantation à 0.40 m., parce que cette dernière a provoqué la putréfaction de la région basilaire de la bouture.

c) Le poids total des sarments et de leurs ramifications a été influencé par la profundeur de plantation, mais ces différences de comportement n'ont àcquis une signification statistique que sur le terrain franc-argileux-sablonneux (Tabx. IX, X et XI). Toutefois, les graphiques de la Fig. 4 révèlent nettement une action différentielle quant à l'influence de la profundeur de plantation sur le développement végétatif des racinés et indiquent qu'il existe une interaction entre la profondeur de la plantation et la nature physique des terres.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRAVO, P. e OLIVEIRA, DUARTE DE

1923 *Viticultura Moderna*. Ed. Ofic. de «O Comércio do Porto». Porto.

CABRAL, J. A. A.

1944 *Contribuição para o estudo dos Solos de S. João da Talha — St.ª Iria. Sua cartografia*. Relatório Final do Curso de Engenheiro Agrónomo. Dactilografado.

CASTRO, D. LUIZ DE

1896 *Plantações Definitivas e Cultura da Vinha*. Imp. Nac. Lisboa.

COUTIRHO, A. X. PEREIRA

1904 *Tratado Elementar da Cultura da Vinha*. 2.ª Ed. Edit. José António Rodrigues & C.ª Lisb oa.

FREITAS, A. G. BARJONA DE, CABRAL, J. A., e VEIGUINHA, A. SALEMA.

1946 Planificação dos Ensaios de Afinidade e de Adaptação de Porta-Enxertos para a Região de Torres Vedras. *Rev. Agr.* **34** (2): 186-213.

MANARESI, ANGELO

1947 *Trattato di Viticoltura*. 2.ª Ed. Edizioni Agricole. Bologna.

SNEDECOR, G. W.

1945 *Métodos Estatísticos Aplicados à Experimentação Agrícola e Biológica*. Trad. da 3.ª Ed. por PEDRO MANSO LEFÉVRE e ISIDORO COSTA NETO. Direcção Geral dos Serviços Agrícolas. Serviço Editorial da Repartição de Estudos Informação e Propaganda. Lisboa.

WISHART, J.

1940 Field Trials: Their Lay-out and Statistical Analysis. *Imp. Bur. Plant Breed. Genet.* **1**: 36.

ESTUDOS DE ESTATÍSTICA AGRONÓMICA

IV

IMPORTÂNCIA DA AMOSTRAGEM NA EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA (*)

EXEMPLOS NUMÉRICOS

POR *AUGUSTO J. DE OLIVEIRA*
(Estação Agronómica Nacional)

1. SOBRE O PROBLEMA DA AMOSTRAGEM NA INVESTIGAÇÃO CIENTÍFICA. AMOSTRAGEM CASUAL E ESTRATIFICADA

O estudo de qualquer população ou universo estatístico tem de ser levado a cabo, quase sempre, através duma ou mais «amostras representativas», precisando-se apenas de estipular qual o critério apropriado à tiragem dessas amostras. Um dos problemas fundamentais da Estatística é, assim, o da amostragem.

Na Estatística teórica sabe-se qual tem sido, à base das leis da probabilidade, o papel da amostragem casual no estabelecimento das denominadas funções de distribuição dos «estatísticos» (estimativas) uma das quais, a da média — com o seu tão conhecido «erro padrão» — tanta importância reveste na metodologia estatística. Nos casos concretos da investigação também o valor da amostragem é imenso, e ainda recentemente o Professor FISHER afirmava que ela era «the most important question in practical statistics».

O âmbito do problema da amostragem tem sido muito alargado, pela necessidade de adaptar ou, mesmo, criar técnicas de tiragem de amostras apropriadas aos novos campos de investigação nos censos, inquéritos, previsão de colheitas e, também, na planificação económica.

Embora a tiragem de amostras seja primordialmente uma questão de bom-senso procurando-se realizar, no devido grau, a necessária «representatividade», reconhece-se agora a vantagem, para economia de dinheiro e tempo, do emprego doutras técnicas,

(*) *Colloquium* proferido na «Estação Agronómica Nacional» em 15 de Novembro de 1948.

algo diferentes, da de amostragem casual, que frequentemente é de difícil aplicação. Englobadas no nome genérico de amostragem «estratificada» citar-se-ão, mais abaixo, algumas das suas modalidades ao referir aqui a excelente síntese de YATES (1946).

Nos ensaios agronómicos a aplicação das modernas ideias de amostragem vem de há quase duas dezenas de anos, desde os trabalhos de CLAPHAM, WISHART e KALAMKAR — que usaram já a técnica da análise de variância para o cálculo dos erros de amostragem associados com as flutuações casuais das «unidades de amostra» de diversos tipos. Com tal prática de amostragem esclarecem-se muitas questões respeitantes aos ensaios, como as da avaliação da matéria seca das culturas, grau de infestação pelos insectos ou doenças, etc., e, mais modernamente, as relacionadas com a previsão de colheitas.

Uma interessante compilação da matéria foi apresentada por YATES and ZACOPANAY (1935), dando-nos esses autores a teoria da «eficiência relativa» dos diversos tipos de unidades de amostra até então usados apenas no campo da experimentação, e de que nos ocuparemos mais pormenorizadamente noutro capítulo do presente trabalho. Quanto à previsão das colheitas, o assunto apresentar-se-á mais desenvolvidamente noutro artigo, pois inclui questões de um grau de complexidade tal que não é possível tratar aqui, embora se lhe faça, também, a devida referência.

Ainda no campo agronómico, mas já relacionado com os aspectos económico-sociais, o uso adequado das técnicas de amostragem vem tornando-se cada vez mais premente, pois sabe-se agora, que, deste modo, os estudos e inquéritos tomam um verdadeiro carácter objectivo, científico, visto obter-se uma informação bastante completa sobre cada questão, assim como uma indicação estatística da sua validade, quase sempre com menor dispêndio monetário. Esta matéria quando aplicada a estudos sobre as explorações agrícolas é de grande vastidão e complexidade, tanto mais que os dados da estatística oficial escasseiam, ou são incompletos e de pouco rigor, requerendo-se, então, cuidados especiais no delineamento e uso de pessoal e verbas (DEMING, 1947), conforme se depreende de alguns inquéritos levados a cabo principalmente na Inglaterra, Estados Unidos da América e Índia. A título elucidativo citaremos tres dos prindipais tipos desses inquéritos:

«The National Farm Survey of England and Wales».
«The 1945 Census of the U. S. Agriculture».
«The Combined Agricultural, Economic and Population Survey in Bengal, 1945-1946».

Todos estes aspectos, teóricos e práticos, do problema da amostragem nos diversos campos da Ciência, são apresentados, embora sumàriamente, no artigo de YATES publicado em 1946, tido justamente como de excepcional valor entre os técnicos estatísticos de todo o mundo, e do qual vamos apresentar, seguidamente, uma breve resenha.

No citado artigo de YATES, inserto no jornal da prestimosa e já centenária «Royal Statistical Society» de Londres, agrupam-se as diferentes formas de amostragem em 5 classes, passando depois o autor a apresentar os métodos para calcular os respectivos erros de amostragem. Quanto à «eficiência» desses diversos tipos de amostragem, não são dados grandes pormenores visto se julgar não haver, ainda, grande cópia de trabalhos de aplicação abrangendo todos os ramos do conhecimento, ou dos negócios.

Depois duma rápida crítica às ideias expendidas por volta de 1924 pelo antigo Instituto Internacional de Estatística, e relativas mais pròpriamente aos dois métodos de amostragem em uso nos censos e inquéritos económicos e sociais, um dos quais não permitia uma avaliação exacta dos erros de amostragem, aquele autor refere-se ao notável papel das ideias de FISHER e da sua técnica da análise de variância, pela qual se discriminam os diversos factores de variabilidade e se obtêm estimativas, quer dos erros experimentais, quer dos erros de amostragem, permitindo, ainda, o uso posterior de provas de significação.

Referiram-se anteriormente os trabalhos agronómicos de CLAPHAM e outros, que avaliavam as produções, ou outras características dos talhões dos ensaios de campo, através do estudo de pequenas «unidades de amostra» tiradas de cada uma dessas parcelas experimentais. Pos extensão de ideias, outros estudos foram levados a cabo noutros domínios de investigação; todavia, as *condições de amostragem*, definidas por YATES (1946) nestes termos:

1) «If bias is to be avoided, the selection of the samples must be determined by some process uninfluenced by the

qualities of the objects sampled and free from any element of choice on the part of the observer»;

2) «If a valid estimate of sampling error is to be available, each batch of material must be so sampled that two or more sampling units are obtained from it. These sampling units must be a random selection from the whole aggregate of sampling units that can be taken from the batch of material, and all the sampling units in the aggregate must be of approximately the same size and pattern, and must together comprise the whole of the batch of material»

permaneciam fundamentalmente as mesmas. Tais condições nem sempre eram respeitadas no trabalho de investigação, e daí, desvios ou erros graves na representação por amostragem. Ainda recentemente CARDAN (1948) se referiu ao valor da nova «arma psicológica» de certos inquéritos da opinião pública, ao serviço de interesses ou finalidades inconfessáveis...

Diversos trabalhos têm mostrado a dificuldade de aplicar, por vezes, tais princípios, e algumas questões de metodologia são ainda hoje motivo de disputa e investigação, dado o número sempre crescente de campos de estudo que apresentam modalidades novas no tipo, forma e grandeza das unidades de amostra.

No artigo de YATES (1946) citam-se as características das seguintes classes de amostragem:

a) «Random sampling (without restrictions)»;
b) «Stratified sampling (random sampling from groups)»;
c) «Sub-sampling»;
d) «Stratification for two or more factors»;
e) «Balancing».

acrescentando, todavia, aquele autor, em relação à última classe de amostragem, que não está suficientemente esclarecida a respectiva metodologia. Um outro método, o de «quota sampling», vem sendo usado nos inquéritos da opinião pública, e está agora também a ser melhor estudado a fim de que permita tornar mais explícita a sua precisão.

O estudo comparativo das eficiências relativas no caso de alguns inquéritos já realizados, mostra que as técnicas de amos-

tragem estratificada conduzem quase sempre a resultados de maior precisão e rigor, resultando ainda muito menos dispendiosas.

Para todos os casos de amostragem obtem-se a média da população, do factor em estudo, a partir da média da amostra que se tomou, o que não oferece dificuldades de maior. A avaliação dos erros de amostragem a que tais estimativas estão sujeitas depende, todavia, do tipo de amostragem usado, mas a aplicação da técnica da análise de variância facilita enormente esses cálculos. No caso da amostragem compensada (« balancing ») o emprego da análise de covariância permite atingir melhor tal desideratum.

Antes de terminar este capítulo convém referir, ainda, que os casos de « razões » entre variáveis têm, muitas vezes, grande importância prática, visto tornarem possível a estimativa do universo estatístico duma das variáveis (que doutro modo poderia não ser de fácil obtenção) desde que o total da outra variável seja conhecido com rigor. Um caso agronómico interessante é o do cálculo da produção total duma região, para determinada cultura, por estudo duma amostra casual de campos com essa cultura. Empregando a fórmula:

$$\text{Produção total} = \text{Produção média por ha} \times \text{área total}$$

obter-se-á um resultado bastante satisfatório, visto a produção média por hectare apresentar menor variabilidade do que a de quaisquer outros factores, e ser possível um conhecimento bastante rigoroso da área total, através de inquéritos prévios. Entretanto, ao procurar solucionar-se este problema, surgem várias dificuldades, a algumas das quais só o « saber de experiência feito » poderá dar decidida contribuição. Problemas anàlogos se levantam no uso de percentagens.

Também interessa citar aqui um outro tipo de amostragem, a denominada « amostragem sistemática » — de tanto interesse em certos estudos agrícolas e florestais (cf., por exemplo: « The 1942 Census of Woodlands of England and Wales »). Para o caso das matas costuma seguir-se tal tipo de amostragem, que, frequentemente, apresenta 2 fases: uma, de tiragem casual dum certo número de « faixas » ou « linhas » paralelas dentro da malha (« grid ») traçada sistemàticamente sobre a mata; outra, de amos-

tragem das unidades de cada uma dessas «faixas» ou «linhas», segundo um certo compasso.

Longa contravérsia se tem travado acerca das vantagens ou desvantagens da amostragem sistemática em relação à amostragem casual, sendo YATES de opinião que aquela técnica é de real valor, principalmente quando o material varia duma maneira mais ou menos contínua, e desde que possa determinar-se a respectiva precisão — para o que convém proceder, subsidiàriamente, a uma amostragem suplementar, que pouco mais dispendiosa se torna.

Em Portugal (MONTEIRO, 1944), uma outra forma de amostragem foi aplicada ao caso de matas de eucalipto.

2. A AMOSTRAGEM NA EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA. EFICIÊNCIA RELATIVA DOS DIVERSOS TIPOS DE UNIDADES DE AMOSTRA

Vimos no capítulo anterior qual era, na generalidade, o estado actual dos problemas de amostragem. A importância da amostragem nos estudos zootécnicos, silvícolas e agronómicos, quer na experimentação, quer nos inquéritos, não tem sido suficientemente posta em relevo em Portugal e, todavia, quer parecer-nos que a desatenção desta matéria tão fundamental tem conduzido muitos dos nossos técnicos e inquiridores, ou censitários, a discussões erróneas ou falaciosas, por vezes mesmo absurdas.

Os estudos agronómicos típicos e de importância nacional devem ser levados a cabo em diversas regiões agrícolas, atendendo-se, ainda, às «zonas ecológicas» ou outros factores: densidade de sementeira, variedades cultivadas, adubações, etc.; e requerem uma amostragem temporal, isto é, têm de ser também realizados num conjunto maior ou menor de anos agrícolas. Assim, no delineamento de tais ensaios ou inquéritos, devem ficar previstas essas condições basilares de amostragem no tempo e no espaço, a fim de que as conclusões sejam válidas e de importância prática.

O uso da amostragem estratificada é, pois, da maior necessidade em qualquer dos ramos apontados, experimentação e inquéritos, não se dispondo todavia, ainda hoje, de publicações que compendiem suficientemente toda a matéria respeitante ao último caso citado, aliás o mais difícil, mas, também, o de maior importância.

Vejamos, com maior pormenor, o caso simples da estimativa,

através duma amostragem na ocasião da ceifa, do peso da colheita duma determinada cultura estabelecida sobre uma pequena área agrícola. Admitindo que a fertilidade dessa área se distribui zonalmente, obtêm-se resultados da maior precisão, ao mesmo tempo que se consegue uma justa estimativa do erro de amostragem, se se dividir tal área em porções, ou « blocos », homogéneos quanto à produção patente à vista do observador, subdividindo cada um destes em áreas menores mais ou menos geométricas, tomando-se, depois, uma amostra casual de duas ou mais dessas áreas em cada « bloco » ; tem-se, desta maneira, uma forma simples de amostragem estratificada, os «blocos» constituindo aqui os estratos, e dentro de cada um deles fazendo corresponder as áreas menores às unidades de amostra.

Alguns cálculos rápidos permitirão determinar as médias (ou totais) e os desvios padrões respectivos e, portanto, esclarecer a questão; note-se que a referida técnica de amostragem pode usar-se para quaisquer outros estudos quantitativos ou, mesmo, de características qualitativas. Outro problema, de interesse mais lato, mais pròpriamente denominado de « previsão de colheitas » duma ou mais regiões agrícolas, será melhor focado noutro artigo.

Conforme se mencionou atrás, a técnica da amostragem foi primeiramente aplicada por CLAPHAM (1929) sobre um ensaio de campo delineado segundo os princípios propostos por FISHER, constituido por um Quadrado-latino 5×5 com talhões «fraccionados» em 4 partes para modalidades, a seguir, por WISHART e, mais tarde, por KALAMKAR (1932), usando todos eles a análise de variância para calcular os erros a que as unidades de amostra estão sujeitas. Nestes estudos e noutros subsequentes, vários tipos de unidades de amostra foram usados, uns, simples, outros, complexos, conforme se pode ver na Fig. 1, extraida do artigo de YATES and ZACOPANAY (1935).

Nos seus estudos aqueles autores não chegaram a mostrar completamente qual a « eficiência relativa » dos diversos tipos de unidades de amostra, conforme o grau ou quantidade de material incluido na amostra de cada talhão. Esta investigação tão necessária foi levada a cabo por YATES and ZACOPANAY que nos deram, simultâneamente, uma revisão da teoria dos erros de amostragem e das técnicas da sua avaliação, de que vamos apresentar no capítulo seguinte alguns exemplos numéricos.

Antes de prosseguir, convirá assentar na terminologia usada

em tais estudos, e no seu significado concreto para a amostragem de ensaios de campo que tenham sido delineados estatìsticamente a fim de poderem ser interpretados por aplicação da análise de variância. Se considerarmos um talhão de trigo dum ensaio em Blocos Casualizados, por exemplo, com 4×10 metros e 16 linhas espaçadas de 0,25 m e divididas em meios metros lineares (havendo por conseguinte no talhão um total de 320 meios-metros); e se a amostragem for apenas de 5%, com unidades de amostra do tipo 2 da Figura citada — para se constituir tal amostra dever-se-ão tomar, por consequência, 4 unidades de amostra distribuidas casualmente. Quer dizer, para tal talhão completo haverá 80 unidades de amostra.

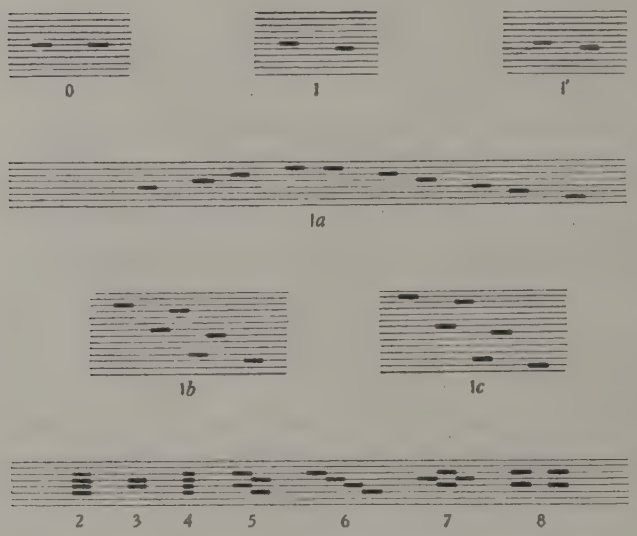


Fig. 1 — (cf. YATES and ZACOPANAY, 1935)

Neste ensaio de Blocos Casualizados (com tratamentos, ou modalidades, e com repetições) supor-se-á que há L talhões, cada um com h possíveis unidades de amostra, das quais apenas k se incluem na amostra; a análise de variância será, então, do tipo (YATES and ZACOPANAY, 1935):

Origem da variação	G. l.	S. q.	Q. m.
Entre talhões	L-1	$(L$-1$)\,A$	A
Dentro dos talhões	$L\,(k$-1$)$	$L(k$-1$)\,B$	B
Total	Lk-1	—	

fazendo corresponder a primeira parte, «Entre talhões», às categorias usuais: «Entre blocos», «Entre tratamentos» e «Interacções» (erro experimental), e associando-se à segunda o denominado erro de amostragem.

Depois de considerações várias, a fim de se empregar, por conveniência futura, não a produção total de cada talhão, obtida por «amostragem», *mas a produção média por unidade de amostra de cada talhão*, e também para se tomar em linha de conta os efeitos dos tratamentos, irregularidades do solo, variações individuais das plantas, e, ainda, dentro de cada talhão, os de «competição» entre as amostras — aqueles autores estabeleceram a seguinte fórmula, que virá a ser usada no capítulo imediato

$$E = 1 - L = \frac{1}{1 + f\,(1-x)/(x)} \quad (*)$$

onde: E = «Eficiência» da amostragem relativamente à colheita total do talhão (*suposta equivalente ao corte de todas as possíveis unidades de amostra, h*), L = Perda de informação, f = fracção da variância total do erro associada com a variação entre as unidades de amostra, e x = fracção, em %, colhida no talhão por amostragem.

Deve notar-se que, quando se comparam simultâneamente vários ensaios, L deve ser substituido por $L' = \frac{n_t - 2}{n_t} L$, em que n_t é o número de graus de liberdade correspondente a A na Tabela da análise de variância.

Os dois referidos autores estudaram no seu trabalho, comparativamente, os 18 ensaios até então conduzidos por amostragem em Rothamsted e outros Centros e, ainda, as 12 experiências do «Crop-Weather Scheme», todos referentes a cereais — expressando, para isso, todos os erros de amostragem, em percentagem de cada metro linear de cereal, tendo assim obtido valores aproximadamente comparáveis e escalonados entre 18 e 35 %, com uma média geral de cerca de 25 %.

Quanto à «eficiência» de cada tipo de unidade de amostra usado nos ensaios, que é dependente da % amostrada, e, bastante

(*) Esta fórmula podia expressar-se nas estimativas A e B da análise de variância.

mais, da % da total variância do erro atribuida à variação entre as unidades de amostra — na suposição de ceifar individualmente todas as possíveis unidades de amostra — aqueles autores chegaram à conclusão de que quase sempre se perde, por uso de amostragem, cerca de um terço da informação. Conforme se mencionou já, tal afirmativa é feita supondo que a produção total de cada talhão é equivalente à da colheita total, por amostragem, de toda essa parcela experimental.

Indubitàvelmente, a técnica da amostragem tem imensas vantagens em determinados estudos, todavia o seu uso deve ser comedido, pois muitas vezes acarreta despesas insuportáveis ou trabalhos fastidiosos, com a desvantagem da tal quebra de informação, particularmente quando os ensaios apresentam elevado erro experimental.

3. EXEMPLIFICAÇÃO DO USO DA AMOSTRAGEM NOS ENSAIOS AGRONÓMICOS

Vejamos como se interpretam os ensaios agronómicos, cujos valores se obtiveram por amostragem, primeiramente no caso real dum ensaio de «densidades e processos de sementeira» de trigo, levado a efeito, no ano agrícola de 1946-47, no Posto Experimental de Culturas de Sequeiro do Alandroal; e, depois, no caso dum «ensaio de uniformidade» dum batatal colhido na «Quinta da Aldeia» da Estação Agronómica Nacional, em Sacavém.

A) *Valores do ensaio experimental com o trigo Serrano*

No ensaio de *«densidades e processos de sementeira»*, foram obtidos os resultados que figuram no Quadro A, uns respeitantes à colheita dos talhões, por amostragem, alguns dias antes da ceifa geral, e outros relativos à colheita total. Tratava-se dum estudo comparativo de 12 modalidades, todas em linhas simples ou pareadas, assim discriminadas (sendo as densidades expressas em kg / ha):

A — dens. 100, l. simples a 16 cm
B — dens. 150, l. simples a 16 cm
C — dens. 200, l. simples a 16 cm
D — dens. 100, l. simples a 20 cm
E — dens. 150, l. simples a 20 cm
F — dens. 200, l. simples a 20 cm
G — dens. 100, l. simples a 25 cm
H — dens. 150, l. simples a 25 cm
I — dens. 200, l. simples a 25 cm
J — dens. 50, l. pareadas 12/45 cm
K — dens. 75, l. pareadas 12/45 cm
L — dens. 100, l. pareadas 12/45 cm

O ensaio realizou-se na Folha 4 (parcela A) do Posto e cada talhão tinha de área 40 m² (4 × 10); alguns talhões, de dois blocos de entre os cinco que constituiam o ensaio, tinham sido afectados pelas chuvadas ou encontravam-se atrazados quanto à maturação no momento da amostragem, pelo que não figuraram no presente estudo. Na colheita por amostragem, feita a 5 de Junho de 1947, usou-se como unidade de amostra um quadrado com 1 m de lado o qual, para as diversas modalidades com afastamentos desiguais entre as linhas, não incluia a mesma área de cultura útil, pelo que se resolveu reduzir o peso da colheita ao metro linear de trigo (Quadro A). Note-se que cada um daqueles quadrados inclue em média 4,69 metros lineares de trigo.

QUADRO A

Resultados, expressos em g, do peso da colheita por amostragem de cada linha de 1 m de trigo. Na parte superior do talhão indica-se a modalidade e ainda o peso da colheita total (em kg)

C 7,20	J 6,14	D 7,82	F 7,16	J 6,82	E 7,18	A 7,36	D 6,22	D 5,88	C 7,13	I 5,74	J 5,34
28 29	39 26	31 34	44 38	48 55	26 34	27 28	27 41	18 23	22 33	34 45	43 34
(57)	(65)	(65)	(82)	(103)	(60)	(55)	(68)	(41)	(55)	(79)	(77)
37 23	52 42	47 32	24 27	48 42	28 37	32 25	38 38	42 54	26 33	52 34	42 38
(60)	(94)	(79)	(51)	(90)	(65)	(57)	(76)	(96)	(59)	(86)	(80)
(117)	(159)	(144)	(133)	(193)	(125)	(112)	(144)	(137)	(114)	(165)	(157)
H 7,43	E 8,02	G 8,29	L 6,02	I 5,93	G 6,78	K 5,81	B 7,86	L 6,41	G 6,76	B 5,81	F 7,41
59 56	37 36	38 52	45 41	31 38	33 41	34 31	35 36	45 50	46 43	36 22	24 32
(115)	(73)	(90)	(86)	(69)	(74)	(65)	(71)	(95)	(89)	(58)	(56)
18 26	45 37	42 40	32 29	35 29	55 59	47 54	33 32	52 52	47 52	32 27	43 43
(44)	(82)	(82)	(61)	(64)	(114)	(101)	(65)	(104)	(99)	(59)	(86)
(159)	(155)	(172)	(147)	(133)	(188)	(166)	(136)	(199)	(188)	(117)	(142)
I 5,58	B 7,28	K 5,02	A 7,97	C 8,59	L 6,33	H 7,02	F 6,62	K 5,53	A 6,92	H 6,26	E 7,21
38 45	37 38	35 38	18 14	19 25	40 44	29 39	37 42	62 43	33 31	56 59	36 37
(83)	(75)	(73)	(32)	(44)	(84)	(68)	(79)	(105)	(64)	(115)	(73)
34 29	33 28	38 42	27 20	18 35	45 32	47 38	30 36	56 39	25 26	45 49	36 31
(63)	(61)	(80)	(47)	(53)	(77)	(85)	(66)	(95)	(51)	(94)	(67)
(146)	(136)	(153)	(79)	(97)	(161)	(153)	(145)	(200)	(115)	(209)	(140)

Na colheita por amostragem cada talhão foi dividido em duas partes («Subdivisões», a que adiante nos referiremos) nas quais se colheram, casualmente, apenas duas daquelas unidades, vindo a fazer-se o seu corte, e pesagem, sempre individualmente. Uns dias mais tarde procedeu-se à colheita de todo o restante talhão, juntando-se, depois, aos valores da respectiva pesagem os da colheita por amostragem, figurando tais resultados (expressos em kg) na parte superior de cada talhão do Quadro A. Deve desde já notar-se que a diferença de tempo entre as duas ceifas, a da amostragem e a geral, pode ter contribuido, ainda que provàvelmente em pequena parte, para aumentar o desvio entre as médias das modalidades; todavia foi pràticamente impossível obviar àquele inconveniente.

Tendo como objectivo fundamental obter informação sobre a importância relativa dos erros, experimental e de amostragem, vejamos agora, um tanto sumàriamente, como se procede à análise de variância no caso da *colheita por amostragem* e na base da produção por metro linear. Os valores das «somas de quadrados» calculam-se segundo as normas usuais, vindo tudo expresso em metros lineares; por exemplo, para «Total Geral» tem-se (cf. Quadro A)

$$(28)^2 + \ldots + (31)^2 \quad \frac{(5336)^2}{144} = 14223{,}56 \text{ (141 G. l., por «perda» de 2 unidades).}$$

Para «Total» dos 36 talhões ter-se-á

$$\frac{(117)^2 + \ldots + (140)^2}{4} - \frac{(5336)^2}{144} = 7597{,}06 \text{ (35 G. l.);}$$

e sendo

$$\frac{(57)^2 + (60)^2 + \ldots + (67)^2}{2} - \frac{(5336)^2}{144} = 11952{,}56 \text{ (71 G. l.),}$$

por diferença destes 2 últimos valores obtém-se: 4355, 50 (36 G. l.) correspondente a «Subdivisões». Então para erro de amostragem o valor respectivo obtém-se ainda por diferença: 14223,56 — — 11952,56 = 2271,00 (com 70 G. l., visto ter havido «perda» de 2 unidades). Os cálculos para os valores parciais de «Blocos» e «Modalidades» não oferecem quaisquer dificuldades.

Todos estes valores das «somas de quadrados» figuram na Tabela I, juntamente com os correspondentes aos do ensaio por *colheita total*.

TABELA I

Análises de variância do ensaio de 12 modalidades com trigo, realizado em 1946/47 no «P. E. C. de Sequeiro do Alandroal».

Origem da variação	A. Colheita por amostragem, em g por metro linear			B. Por colheita total, em kg por talhão		
	G. l.	S. q.	Q. m.	G. l.	S. q.	Q. m.
Entre Blocos	2	369,44	184,7200	2	2,6706	1,3353
Entre Modalidades . . .	11	5633,06	512,0964	11	16,7126	1,5193
Erro experimental . . .	22	1594,56	72,4800	22	8,2117	0,3732
Entre talhões (Total)..	35	7597,06	—	35	27,5949	—
Subdivisões	36	4355,50	120,9861	—	—	—
Erro de amostragem .	70(*)	2271,00	32,4428	—	—	—
Total geral.....	141(*)	14223,56	—	—	—	—

NOTA: (*) 2 G. l. a menos, por ter havido «perda» de 2 unidades.

Com o presente ensaio de «densidades e processos de sementeira» obtiveram-se os seguintes erros experimentais *por talhão*:

$$\frac{\sqrt{72,48} \times 100}{\sqrt{4 \times 5336/144}} \quad \frac{8,5135 \times 100}{2 \times 37,0556} = 11,49\ \%\ ; \qquad \frac{\sqrt{0,3732} \times 100}{(242,85)/36} \quad \frac{0,6109 \times 100}{6,7458} = 9,06\ \%$$

e o erro de amostragem, também *por talhão*:

$$\frac{\sqrt{32,4428} \times 100}{\sqrt{4} \times 37,0556} = \frac{5,6958 \times 100}{2 \times 37,0556} = 7,68\ \%$$

mas, por *metro linear*, no ensaio por amostragem, o valor deste último erro seria (cf. YATES and ZACOPANAY, 1935, pág. 547 e 555):

$$\frac{5,6958 \times 100}{37,0556} = 15,36\ \%$$

Para o calculo da «Eficiência», E, usa-se a fórmula atrás citada, devendo notar-se que: $k = 4$, e que o número possível, médio, de unidades de amostra por cada talhão é de 188. Para a estimativa do erro experimental na hipótese da amostragem «completa» —

por aplicação da fórmula (*) indicada no artigo daqueles autores —obtém-se o valor 8,62 vindo, depois, para f o valor 1,69 %, este último calculado por: $f = \frac{(1{,}12)^2\,(100)}{(8{,}62)^2}$ onde 1,12 é o valor da percentagem do erro do talhão total devido à variação das unidades de amostra, obtido do cociente: $15{,}36/\sqrt{188}$. Finalmente, fazendo as necessárias substituições na fórmula mencionada no 2.º capítulo — notando que x tem o valor aproximado 2,1 % — resulta:

$$E = \frac{1}{1 + 0{,}0169\,(1{,}000 - 0{,}021)/(0{,}021)} = \frac{1}{1{,}788} = 0{,}56;$$

o valor correcto será: $E = 1 - 0{,}44 + (2)\,(0{,}44)/22 = 0{,}60$ ou seja uma «eficiência» de 60 %.

Poder-se-á agora avaliar o ganho em eficiência caso se tivesse usado o dobro de amostragem nos talhões. Não entrando em linha de conta com o efeito da «subdivisão», tem-se:

$$\frac{1}{1 + 0{,}0169\,(1{,}000 - 0{,}042)/(0{,}042)} = 0{,}75$$

ou seja, um grande acréscimo de 19 % sobre a percentagem de informação (não corrigida) anterior; mas, se a amostragem triplicasse, o novo acréscimo seria apenas de 5 %.

Quanto ao ganho obtido pelo facto de se terem subdividido os talhões, por aplicação da seguinte fórmula deduzida por aqueles autores:

$$\frac{(q-1)\,h}{k\,(h-1)}\,\frac{C - B}{B}$$

— na qual C é o «quadrado médio» para «Subdivisões»: 120,986 e q o grau de subdivisão, 2, — obtém-se um valor que permite concluir ter havido grande decréscimo na variância do erro de amostragem, por se ter usado tal técnica prática.

Resta apenas comparar os resultados das duas interpretações estatísticas deste ensaio colhido por amostragem e por ceifa completa dos talhões. Na Tabela II figuram os valores, expressos em quilogramas por hectare, das produções médias das modalidades.

(*) $(A\text{-}B)/k + B/h$ na expressão original, mas no caso presente multiplicada por 4.

QUADRO B

Pesos, em decagramas, da colheita de 3.200 batateiras da variedade Valenciana, cultivada em 1946 na «Várzea» da Quinta da Aldeia, Sacavém

Para se fazer tal redução deve considerar-se o facto de existirem: 62500, 50000, 40000 e 35088 linhas de 1 metro de trigo por hectare, respectivamente para as densidades com afastamentos de 0,16; 0,20; 0,25 e 0,12/0,45 m. Neste ensaio há portanto grande diferença entre o número de linhas por hectare (ou por talhão) das modalidades, principalmente nos casos extremos, sendo então natural admitir-se que tivesse havido efeitos especiais de competição, ou grandes diferenças ecológicas entre os respectivos talhões — o que justificaria a anormalidade verificada entre os resultados

TABELA II

Produções médias das modalidades em kg/ha (ensaio com trigo)

	Linhas simples				Linhas pareadas	
	0,16	0,20	0,25	Médias	0,12/0,45	
100	1590 — 1850	1770 — 1660	1830 — 1820	1730 1780	1490 — 1520	50
150	2020 — 1750	1750 — 1870	1740 — 1730	1840 — 1780	1520 — 1360	75
200	1710 — 1910	1750 — 1770	1480 — 1440	1650 — 1710	1480 — 1560	100
Médias	1770 — 1840	1760 — 1770	1680 — 1660	1740 — 1760	1500 — 1480	

Em 1.º lugar figuram os dados da amostragem, e, depois, os da ceifa geral.

dos dois tipos de colheita nos afastamentos com 0,16 e 0,12/0,45 metros. Conforme se disse já, o principal interesse deste nosso trabalho consiste em mostrar como é possível obter os valores relativos dos vários erros observados.

Para o tipo de colheita por amostragem notou-se que o erro experimental era de 11,49 % por talhão, e que este acusava a produção média de: $4 \times 37{,}0556 = 148{,}2224$ gramas; ou, respectivamente, 193 kg/ha, e 1680 kg/ha. Por conseguinte, o erro padrão de cada média de 3 talhões terá o valor: $193/\sqrt{3} = 111{,}4$ kg/ha, e o de cada média de 9 talhões: 64,3 kg/ha; seguir-se-á o critério da «Estação Experimental de Rothamsted», considerando então como significativas as diferenças entre cada duas dessas médias, que excedam 3 vezes o erro padrão comum. Para o outro caso da ceifa completa dos talhões, o desvio padrão tem o valor 0,6109 e o valor da média é 6,6458, ou seja, por hectare, respectivamente

152,7 e 1690 kg. A diferença mínima significativa, para médias de 3 repetições, é agora de 264,5 kg / ha.

Os dois ensaios são altamente significativos, conforme pode depreender-se pela aplicação da « prova de F ». Verifica-se que há grande diferença entre a média geral das modalidades de linhas simples e a das linhas pareadas.

De facto, no ensaio por ceifa geral, da « S. q. » com o valor 16,7126 (Tabela I) correspondente aos 11 G. l. para « Modalidades » — à tal diferença, com 1 G. l., corresponde nessa « S. q. » o valor 7,8786, que é altamente significativo. Note-se que para obter este último valor terá de efectuar-se o seguinte cálculo (SNEDECOR 1945):

$$\frac{[189{,}43 - 3\ (53{,}42)]^2}{3 \times [(1^2+1^2+1^2+1^2+1^2+1^2+1^2+1^2+1^2) + 3^2(1^2+1^2+1^2)]} = \frac{(29{,}17)^2}{108} = 7{,}8786$$

em que 189,43 é o total das 9 primeiras modalidades e 53,42 o das outras, I, K e L. O fraccionamento ortogonal dos restantes 10 G. l. é o seguinte: para as linhas pareadas, 2 G. l. correspondem às comparações entre as 3 quantidades de semente; para as linhas simples, 2 G. l. são para as quantidades, 2 G. l. para os afastamentos, e os restantes 4 para a interacção quantidades × afastamentos. Ora as provas de significação mostram que apenas a interacção é siguificativa, o que deve atribuir-se ao efeito especial do baixo valor da modalidade I.

E outro tanto pode afirmar-se quanto ao caso do ensaio por amostragem (não dando aqui qualquer relevo ao comportamento anormal verificado com as quantidades no afastamento menor, visto parecer também que o comportamento ecológico foi irregular). Como informação geral poder-se-á, portanto, dizer que os dois tipos de colheita, por amostragem e por ceifa completa dos talhões, conduzem a resultados análogos.

As *conclusões* deste ensaio de um ano resumem-se pois assim: as modalidades de linhas pareadas deram mais baixa produção do que as de linhas simples, aquelas não diferindo todavia entre si, estas mostrando um leve decréscimo de produção no afastamento maior, particularmente quando se faz uso duma maior quantidade de semente.

B) *Dados dum ensaio de uniformidade com batata*

Sobre os resultados do «*ensaio de uniformidade*» do batatal cultivado na Várzea da «Quinta da Aldeia» da Estação Agronómica Nacional, em Sacavém, no ano agrícola de 1945/46, também pode aplicar-se a técnica de amostragem, mas os tipos de unidades são diferentes dos usados nos ensaios com cereais. Supôr-se-á que os talhões têm 160 batateiras (com afastamentos de 0,50 × 0,33 m), que se fez a colheita e pesagem individual de cada planta (Quadro B) e que se sobrepôs o traçado estatístico de Blocos Casualizados com 5 variedades fictícias (A, B ... E) e 4 repetições sobre as 3200 plantas de que se conseguiu dispor, fazendo coincidir os limites dos blocos com os regos de batateiras.

Convém fazer notar que no Quadro B não deve atribuir-se rigor à disposição das 80 batateiras em cada uma das 40 linhas (regos) do batatal, pois no campo a distribuição das plantas em cada rego apresentava-se desigual,e apenas havia nítida distinção entre os regos; em consequência disso era impossível localizar convenientemente algumas «falhas», pelo que se adoptou o expediente de atribuir-lhes o valor médio da produção das 10 batateiras contíguas, para um e outro lado do mesmo rego.

Vejamos primeiramente o caso de *talhões completos*. A análise de variância dos resultados (expressos em decagramas, Quadro B) da pesagem das batatas efectua-se à maneira usual; na Tabela III dá-se, conjuntamente, o valor da «S. q.» correspondente à variação individual dentro de cada talhão.

TABELA III

Análise de variância do ensaio em Blocos Casualizados com talhões completos. Base individual (batateiras).

Origem da variação	G. l.	S. q.	Q. m.	D. p.
Entre blocos	3	75434,00	25144,6667	
Entre variedades	4	6345,19	1586,2975	
Erro experimental	12	31569,05	2630,7541	51,29
Entre talhões	19	113348,24		
Dentro dos talhões . . .	3180	3077464,45	967,7561	31,11
Total geral	3199	3190812,69	—	—

Conforme o que se pode verificar nessa Tabela o ensaio de significação das diferenças entre os blocos revela que estes diferem entre si, indicando que foi pois vantajoso o uso do esquema estatístico adoptado, apesar de ser diminuto o número de G. l. para o erro experimental; para «variedades» o ensaio não é significativo.

Se se quiserem obter os erros, experimental e de amostragem, não por planta, mas por talhão, ter-se-á respectivamente:

$$\frac{51{,}29 \times 100}{\sqrt{160} \times 239786/3200} = 5{,}41\ \%; \qquad \frac{31{,}11 \times 100}{\sqrt{160} \times 239786/3200} = 3{,}28\ \%$$

Por planta e em percentagem da média geral 74,9331, este último erro tem o valor 41,52 %; e, por metro linear (admitindo que pode aqui usar-se tal conceito, cada metro incluindo 3 plantas) o valor 24,00 %.

Para o caso da colheita *por amostragem* — numa percentagem de 15 % — vamos supôr o seguinte: que cada unidade de amostra tem 4 plantas e que cada talhão foi subdividido, transversalmente aos regos, em duas partes iguais. É uso corrente tirar sistemàticamente tais plantas de cada linha de batateiras tendo o cuidado de sortear, quer as linhas que se tenha de incluir no estudo, quer a posição da 1.ª daquelas batateiras em cada linha; por exemplo, para o caso da primeira metade do talhão do canto superior esquerdo do Quadro B, uma unidade de amostra foi localizada na 2.ª linha e englobou as batateiras com produções: 74, 85, 48 e 104 cujo total figura no Quadro C.

Este Quadro C inclui todos os valores necessários para se aplicar a análise de variância que figura na Tabela IV; os cálculos dos valores das «S. q.» não apresentam dificuldades de maior, todavia exemplificam-se seguidamente alguns casos:

— S. q. para «Subdivisões»: por diferença entre o valor da «S. q.» para «Entre metades de talhões» (cf. Quadro C)

$$\frac{(820)^2 + (983)^2 + \ldots + (754)^2}{3} - \frac{(35453)^2}{120} = 251874{,}26 \text{ (39 G. l.)}$$

e o da «S. q.» correspondente a «Entre talhões» 150158,42 (19 G. l.), ou seja: 101715,84 (para 20 G. l.).

QUADRO C

Resultados da pesagem (em decagramas) de unidades de amostra constituídas por 4 batateiras cada

	A			B			C			D			E		
	311	331	(642)	395	508	(903)	306	362	(668)	358	230	(588)	326	337	(663)
1.º	257	367	(624)	355	469	(824)	376	338	(714)	299	246	(545)	360	352	(712)
Bl.	252	285	(537)	342	375	(717)	207	301	(508)	257	261	(518)	318	262	(580)
	820	983		1092	1352		889	1001		914	737		1004	951	
	286	310	(596)	342	287	(629)	197	327	(524)	76	294	(370)	255	294	(549)
2.º	188	251	(439)	305	303	(608)	285	351	(636)	289	290	(579)	224	417	(641)
Bl.	224	294	(518)	292	354	(646)	229	340	(569)	211	306	(517)	273	241	(514)
	698	855		939	944		711	1018		576	890		752	952	
	306	265	(571)	274	133	(407)	408	330	(738)	472	321	(793)	293	182	(475)
3.º	349	266	(615)	293	173	(466)	337	355	(692)	195	307	(502)	329	316	(645)
Bl.	415	335	(750)	374	421	(795)	309	259	(568)	300	155	(455)	264	236	(500)
	1070	866		941	727		1054	944		967	783		886	734	
	233	302	(535)	288	371	(659)	296	190	(486)	340	315	(655)	307	303	(610)
4.º	317	289	(606)	341	212	(553)	326	323	(649)	277	182	(459)	331	251	(582)
Bl.	242	300	(542)	318	276	(594)	226	155	(381)	301	403	(704)	188	200	(388)
	792	891		947	859		848	668		918	900		826	754	
			6975			7801			7133			6685			6859

— S. q. para «Erro de amostragem»: também por diferença, entre os valores das «S. q.» de «Total geral» e «Entre metades de talhão».

A Tabela IV inclui a análise de variância na base da soma das produções de 4 batateiras — cada uma das unidades de amostra.

TABELA IV

Análise de variância, na base da unidade de amostra (soma de 4 plantas). Ensaio de uniformidade do batatal de Sacavém.

Origem da variação	G. l.	S. q.	Q. m.	D. p.
Entre blocos	3	42555,49	14185,16	
Entre variedades	4	30749,13	7687,28	
Erro experimental	12	76853,80	6404,48	80,027
Entre talhões	19	150158,42	—	
Subdivisões	20	101715,84	5085,79	
Erro de amostragem . .	80	324079,33	4050,99	63,647
Total geral	119	575953,59	—	

Para os erros, experimental e de amostragem, por talhão tem-se respectivamente (YATES and ZACOPANAY, *op. cit.*)

$$\frac{80{,}027 \times 100}{\sqrt{6} \times 295{,}4417} = 11{,}06\,\% \quad \text{e} \quad \frac{63{,}647 \times 100}{\sqrt{6} \times 295{,}4417} = 8{,}79\,\%$$

e, por cada metro linear, este último erro (com o significado que se referiu) tem o valor 10,14 %.

Para o cálculo da *«eficiência»* da amostragem relativamente à colheita total (suposta equivalente, como se disse, à ceifa de todas as possíveis unidades de amostra), é: $k = 6$ e $h = 40$; para estimativa do erro experimental caso o talhão fosse colhido por amostragem, o valor calculado é 7,53 %. Notando que $f = \frac{(1{,}389)^2\ (100)}{(7{,}53)^2} = 3{,}406\,\%$ (em que $1{,}389\,\% = 10{,}14\,/\sqrt{53{,}3}$ sendo 10,14 o valor atrás referido, e correspondendo 53,3 ao número de metros lineares por talhão completo), fazendo, então, as necessárias substituicões na já citada expressão: $1 - L + 2/n_t\,L$, obter-se-á o valor 0,87 — permitindo afirmar que em tal ensaio foi

possível recuperar uma alta percentagem de informação. (Note-se que numa outra análise deste ensaio — levada a cabo, precisamente, nas mesmas condições, apenas tirando ao acaso outras linhas e outras posições nessas linhas — se obteve um erro experimental, por talhão, de 11,13 % e para o erro de amostragem o valor 8,84 %; a percentagem de «eficiência» foi sensivelmente a mesma, entretanto a produção média foi de 45740 kg/ha).

Se se aumentasse a amostragem de 15 % para o dobro, apenas se conseguiria um leve incremento de «eficiência»; no caso contrário, todavia, o decréscimo seria grande. Quanto ao efeito da subdivisão de cada talhão em duas partes (estratos), os cálculos mostram um ganho relativamente pequeno.

Por fim interessaria interpretar estatisticamente o ensaio, fazendo uso de qualquer das duas análises referidas, por colheita total e por amostragem; mas como se trata dum ensaio de uniformidade não se descerá a pormenores. A simples comparação das produções por hectare calculadas para as cinco «variedades» (notando que a cada talhão completo corresponde uma área de: $2 \times 40 \times 0{,}33 = 26{,}4\ m^2$):

«Variedades»:	«A»	«B»	«C»	«D»	«E»
Por colheita total, kg/ha .	45800	46800	45200	45000	44300
Por amostragem, kg/ha . .	44000	49200	45000	42200	43300

revela que as conclusões são sensivelmente as mesmas, embora para algumas «variedades» haja diferenças de mais de 2000 kg por hectare, que aliás, em tal cultura, não são pràticamente muito elevadas.

Antes de terminar este capítulo não se quer deixar de referir a importância do estudo dos gastos (em dinheiro e tempo) em função dos vários tipos, grandezas e formas das unidades de amostra; tal aspecto da amostragem foi incluido no artigo dos já citados autores, e não será aqui desenvolvido visto não se dispor de quaisquer resultados obtidos em Portugal.

Há, porém, um outro aspecto da questão da amostragem que podemos tratar: o da modificação da «eficiência», conforme se subdividam ou não os talhões. O primeiro caso acaba de ser focado; para estudar o segundo supor-se-á que a unidade de amostra é constituida por 8 plantas tiradas conforme já foi estipu-

lado, e — para permitir uma comparação posterior — das mesmas linhas (regos) que as da análise anterior.

A respectiva análise de variância foi incluida na Tabela V. Note-se que nessa Tabela se fez figurar uma nova linha, correspondente às «unidades de medição» — aliás, aqui, cada uma delas constituída apenas por uma única planta. A discussão da matéria relacionada com tal uso de diferentes tipos de «unidades» tem certa importância na metodologia estatística, dando-nos SNEDECOR alguma informação a esse respeito no capítulo XVII do seu livro «MÉTODOS ESTATÍSTICOS»; todavia, neste nosso trabalho, não lhe será dado qualquer desenvolvimento.

TABELA V

Análise de variância do ensaio com unidades de amostra constituidas por 8 batateiras. Base individual. (Sacavém)

	G. l.	S. q.	Q. m.	D. p.
Entre blocos	3	10638,87	3546,29	
Entre variedades	4	7687,28	1921,82	
Erro experimental	12	19213,46	1601,12	40,012
Entre talhões	19	37539,61	—	
Erro de amostragem . .	40	52730,91	1318,27	36,308
Unidades de medição . .	420	393891,13	937,84	
Total geral	479	484161,65	—	

No presente ensaio os erros experimental e de amostragem, por talhão, são respectivamente os seguintes:

$$\frac{40{,}012 \times 100}{\sqrt{24 \times 35453/480}} = 11{,}06\ \% \quad \text{e} \quad \frac{36{,}308 \times 100}{\sqrt{24 \times 35453/480}} = 10{,}03\ \%;$$

o erro de amostragem por metro linear tem o valor: $10{,}03 \times \sqrt{2{,}64} = 16{,}30\ \%$. O facto de os erros de amostragem serem agora um tanto elevados pode atribuir-se, em parte, ao caso do emprego de tão pequenos talhões (portanto com possibilidades de amostragem limitadas), conjugado com um esquema estatístico que comporta aqui poucos graus de liberdade para o «erro experi-

mental» — visto apenas se dispor dum número restrito de plantas no campo.

Quanto à «eficiência», o ensaio é um tanto de menor valor do que os referidos até aqui com os dados do batatal, pois que a percentagem de informação é apenas de 64 % (para um valor de $f = 13{,}63$ %). Comparando esta «eficiência» com a já obtida anteriormente num caso similar mas em que os talhões foram subdivididos, verifica-se ter havido vantagem no uso da «subdivisão», que parece até ter sido aqui superior à do emprego de unidades de amostra com maior número de plantas.

4. VANTAGENS E DESVANTAGENS DA AMOSTRAGEM

O uso da amostragem redunda, como se viu com o caso dos *«ensaios agronómicos»* realizados na Estação Experimental de Rothamsted e outros Centros, numa perda de informação de cerca de 1 / 3 relativamente aos ensaios colhidos por ceifa geral. O interesse destes estudos por amostragem está em provar, todavia, que é possível realizar a interpretação de ensaios com valores correspondentes apenas a uma pequena parte de cada um dos talhões experimentais. Tal prática só deve efectuar-se, conforme se faz notar no final do capítulo anterior, nos casos em que haja vantagens quanto a tempo e dinheiro, ou naqueles em que seja de todo impossível proceder doutro modo.

Vejamos as mais importantes *vantagens* da amostragem expostas por YATES and ZACOPANAY (1935), e respeitantes principalmente à experimentação agrícola:

(1) «In experiments on farms at some distance from the organising station there will probably be no facilities for threshing experimental plots, and sampling then becomes a necessity».

(2) «Sampling enables the edges of the plots to be rejected with ease. This is very difficult with full harvesting and is frequently not done, reliance being placed on paths between the plots».

(3) «Very small plots are more easily dealt with by the sampling technique. The possible gain in efficiency by any

reduction in size of plot made possible by sampling has not been considered here, but may in certain cases be considerable».

(4) «Subdivision of plots for subsidiary treatments can be easily effected, since the larger number of replications on these treatments permits of a lower accuracy per plot without reducing the accuracy of the comparisons involved below those of the main treatments».

(5) «Losses in the stook and in the stack are avoided. These losses, however, can be kept small if proper precautions are taken».

(6) «Weed infestation, plant density, etc., can be estimated with little extra labour».

Como principais *desvantagens* aponta-se a da já citada quebra de informação, e ainda (segundo aqueles autores) as seguintes:

(1) «Harvesting of a lodged crop by sampling is almost impossible».

(2) «The ritual of «random selection» must be carefully observed if biased results are to be avoided, and workers capable of carrying out the procedure satisfactorily are not always available».

(3) «Sampling is generally admitted to be a tedious operation».

(4) «Sampling yields do not carry the same conviction in certain quarters as the yields from full harvesting».

Pelas indicações atrás dadas — e muitas das quais por nós confirmadas nos ensaios exemplificados no capítulo 3.º — já pode ajuizar-se dos prós e contras do uso da amostragem que convém ponderar antes de usar tal recurso, principalmente quando os ensaios são numerosos e complexos, ou quando possam acusar erros experimentais um tanto elevados, ou pareçam mostrar certa heterogeneidade dentro dos talhões — caso este que requereria uma amostragem mais intensa, por conseguinte mais fastidiosa e, provàvelmente, mais cara.

O aspecto das relações entre o erro de amostragem e o erro experimental (este englobando aquele, é claro) é também focado por SNEDECOR, no qual se discutem as suas grandezas relativas e o modo de aumentar a precisão de experiências em casos similares, precisando-se apenas de ter, para atingir tal conhecimento, pelo menos duas unidades de amostra tiradas casualmente em cada subdivisão dos talhões. O investigador deve conhecer este mecanismo ou arte de aumentar a precisão das suas experiências, quer alterando nos ensaios futuros o número de repetições, quer aumentando ou diminuindo o número de unidades de amostra, quer, ainda, adoptando subdivisões em número suficiente para eliminar diferenças concretas entre as diversas partes dos talhões experimentais.

Estas e outras questões relacionadas com a amostragem também se levantam nos inquéritos e estudos demográficos, etc.. Para ràpidamente nos apercebermos disso basta dizer que, por exemplo, nas Ciências Sociais a unidade de amostra pode ser a família, ou o conjunto de lares de cada prédio, ou uma parte duma região agrícola, etc., e as subdivisões ou estratos podem corresponder tanto aos bairros, como às ruas das cidades e vilas. ou às regiões agrícolas, etc..

O que deve ficar bem assente é que quase sempre há possibilidade de se adoptar um plano apropriado a cada caso, muitas vezes é certo que à custa de algum labor suplementar, mas conseguindo-se por fim acréscimo substancial de «eficiência».

Nos «*inquéritos estatísticos*», em partícular, e referindo mais propriamente o caso da amostragem estratificada (e a amostragem dos ensaios agronómicos é também, quase sempre, uma modalidade de tal tipo de amostragem), o que há a observar é esta norma singela mas fundamental (NEYMAN, 1934; JESSEN, 1942; etc.) em relação a determinado dispêndio monetário ou para o mínimo gasto indispensável —: a de tiragem da «amostra mais eficiente». Tal amostra com unidades dos vários estratos pode conseguir-se dos seguintes modos: quer tomando um número de unidades de amostra proporcional às grandezas desses estratos (N_i), quer aos seus desvios padrões (σ_i). Note-se que neste último caso o que interessa saber antecipadamente (ou por meio dum estudo prévio, ou duma rápida «pilot sample») são as «razões» dos desvios padrões e não os seus valores absolutos —

aliás difíceis de conhecer *a priori*, mas quase sempre podendo usar-se as estimativas calculadas na amostra; aquela informação, mesmo aproximada, tem já uma enorme importância, e por isso não deve ser desperdiçada.

No seu tratado também SNEDECOR se refere, embora ràpidamente, a estes problemas da amostragem estratificada, dando algumas ideias práticas e chamando a atenção para certos pormenores que convém ter em conta. É conveniente destacar que se não houver qualquer informação relativa tanto a N como a σ, então é preferível seguir as normas da amostragem casual, podendo tornar-se inconvenientes quaisquer estratificações.

Todas estas inúmeras questões, teóricas e práticas, relacionadas com a amostragem estão sendo hoje debatidas e exploradas em todos os ramos da Ciência, em especial nos económico-sociais, e a sua importância acaba de ser reconhecida mundialmente ao formar-se agora, na O.N.U., a «United Nations Sub-Comission on Statistical Sampling» (DEMING, 1947).

No seu breve relatório o Professor DEMING refere-se à técnica de amostragem, escrevendo, a propósito: «it is a precision tool; properly carried out, a sample gives results having a measurable degree of reliability». Esta última asserção é que confere a maior importância à moderna amostragem, tanto mais que é possível conjugá-la, depois de algum trabalho de ajustamento, é certo, com pequeno dispêndio monetário e de tempo, mesmo nos casos em que as informações escasseiam. Tudo o que se requer é pessoal adestrado, organização — e chefia esclarecida.

Quanto às investigações de carácter económico, social, etc., sobre as explorações agrícolas, quer parecer-nos que acaba de atingir-se, ao fim de tanto tempo, o objectivo desejado: — o estudo científico de vários factos importantes através dum número relativamente pequeno de quintas ou propriedades, outrora difícil e moroso, quando por enumeração total, e de pouco rigor e baixa precisão, quando feito por selecção subjectiva ou menos criteriosa.

Não se referirá aqui, com maior pormenor, tal assunto, que aliás se reveste de grande importância nacional; apenas se quer citar o interessante caso do «National Farm Survey of England and Wales» no qual, segundo YATES (1946), o conjunto de explorações agrícolas acima de 2 hectares foi estudado por amostragem

usando diversas «fracções de amostragem» conforme consta no seguinte resumo (onde o conjunto de propriedades se encontra estratificado por áreas de desigual grandeza):

Grupos (ha)	Grandezas médias (ha)	N.º de explorações agrícolas	«Fracções de amostragem»	N.º de explorações na amostra
2 — 10	4,8	101450	1/20	5072
10 — 40	22,3	111360	1/10	11136
40 — 120	66,8	65210	1/4	16302
120 — 280	167,2	11150	1/2	5575
280 — ...	419,0	1430	1/1	1430
		290600		39515

Uma análise dos resultados do possível inquérito de todas as 290600 explorações agrícolas seria fastidiosa, e, pelo que se apurou por este estudo de amostragem, desnecessária, visto ter-se conseguido a precisão suficiente com a percentagem de amostragem usada. Note-se que foram incluídos na amostra todos os casos de propriedades agrícolas com mais de 280 hectares; também outras subdivisões foram consideradas, tais como: tipos de empresa, divisões administrativas, etc..

Outros estudos interessantes foram realizados, como os já citados no capítulo 1.º, e o referido por JESSEN (1942) sobre um inquérito da tão prestimosa «Iowa Agricultural Experiment Station» para colher informações, além de outras, referentes a áreas e produções das diversas culturas, despesas e receitas das propriedades agrícolas, e valores e encargos da terra e dos equipamentos, procurando-se também investigar os problemas pròpriamente estatísticos relativos a erros de amostragem, métodos de generalização ou inferência e respectivas fórmulas, erros pessoais dos inquiridores, e aos efeitos das diversas estratificações: geográficas, do tipo de empresa e forma de exploração, grupo de rendimento, etc..

Mais alguns trabalhos foram publicados, entre eles o de KING and JESSEN (1945), estando muitos outros em curso (STEPHAN, 1948).

Também no problema da *«previsão de colheitas»* o papel da amostragem é fundamental. Devido à natureza heterogénea do material a estudar e à influência dos factores climáticos que, como se sabe, tanto divergem de ano para ano, inúmeras têm sido as controvérsias que tal questão tem suscitado.

Seria extremamente vantajoso que investigações semelhantes fossem realizadas, em breve, no nosso País, a fim de se prepararem

técnicos aptos a cumprirem tão importante quão espinhosa missão nacional.

AGRADECIMENTOS

O autor agradece ao colega J. ESTEVES BAPTISTA o valioso auxílio para a obtenção do material de amostragem de trigo. Agradece, ainda, ao seu colaborador Reg. Agrícola ANTÓNIO TINOCO pela execução duma grande parte dos cálculos.

SUMMARY

STUDIES ON AGRONOMIC STATISTICS
IV — THE IMPORTANCE OF SAMPLING IN AGRICULTURAL TRIALS

1. In a brief statement the sampling value — « the most important question in practical statistics » (FISHER) — in research is emphasized. The recent luminous synthesis of YATES (1946) about the problem of stratified sampling *versus* random sampling is strongly referred. Special attention is required to the sampling methods mainly in Social Sciences and agricultural trials. The contributions of CLAPHAM, WISHART, YATES and ZACOPANAY to the knowledge of this last problem are referred.

2. The sampling and experimental errors of two experiments have been computed. In a field trial on wheat at Alandroal (170 km E from Lisbon) the application of sampling methods with a percentage of sampling of 2,1 % has given a loss of information of 40 %, but with doubled sampling the gain on efficiency should be appreciable. In the comparison of the results by sampling and full harvesting the conclusions are practically the same ones; an explanation is given for an abnormal case of treatments A, B, and C.

On a uniformity trial with potatoes at « Estação Agronómica Nacional », Sacavém (15 km NNE from Lisbon), the relative efficiency obtained with various types of sampling units was great. The effect of subdivision is briefly discussed.

3. The advantages and disadvantages of sampling relativelly to full harvesting in experimental trials are recognised and many factors taken in consideration.

Finally the importance of stratified sampling in agricultural sampling surveys and crop forecasting is also stressed.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CARDAN, J.

1948 Les sondages Gallup sont devenus une arme de guerre. *J. La Tribune des Nations* **143** (Vendredi, 16 Juillet), Paris.

CLAPHAM, A. R.

1929 The estimation of yield in cereals crops by sampling methods. *J. agric. Sci.* **19**: 214-235.

COCHRAN, W. C.

1939 The use of the analysis of variance in enumeration by sampling. *J. Amer. Stat. Assoc.* **34**: 492-510.

DEMING, W. E.

1947 A brief statement on the uses of sampling in censuses of population, agriculture, public health and commerce. *Publ. United Nations Sub-Comission on Statistical Sampling* (dact., Nov. 1947).

JESSEN, R. J.

1942 Statistical investigation of a sample survey for obtaining farm facts. *Res. Bull. Ia. agric. Exp. Sta.* **304**.

KALAMKAR, R. J.

1932 A study in sampling technique with wheat. *J. agric. Sci.* **22**: 783-796.

KING, A. J., and JESSEN, R. J.

1945 The master sample of agriculture. *J. Amer. Stat. Assoc.* **40** (cit. por STEPHAM, 1948).

MONTEIRO, J. DA C.

1944 Estudos dendrométricos. Um caso concreto de avaliação de volume de arvoredo. *Rev. agron., Lisboa* **32** (1): 25-58.

NEYMAN, J.

1934 On two different aspects of the representative method: the method of stratified sampling and the method of purposive selection. *J. roy. Stat. Soc.* **97** (4): 558-625.

SNEDECOR, G. W.

1945 *Métodos Estatísticos Aplicados à Experimentação Agrícola e Biológica*. Trad. pelos Eng.os Agrón.os Pedro Manso Lefèvre e Isidoro d'Oliveira C. Costa Netto, e editado pela D. G. S. A. (Rep.-Estudos, Informação e Propaganda), Lisboa.

STEPHAN, F. F.

1948 History of the uses of modern sampling procedures. *J. Amer. Stat. Assoc.* **43** (241): 12-39.

WISHART, J., and CLAPHAM, A. R.

1929 A study in sampling technique: the effect of artificial fertilisers on the yield of potatoes. *J. agric. Sci.* **19**: 600-618.

YATES, F., and ZACOPANAY, I.

1935 The estimation of the efficiency of sampling, with special reference to sampling for yield in cereal experiments. *J. agric. Sci.* **25** (4): 545-577.

YATES, F.

1946 A review of recent statistical developments in sampling and sampling surveys. *J. roy. Stat. Soc.* **109** (1): 12-43.

CARACTERÍSTICAS DOS ÓLEOS DE RÍCINO NACIONAIS

POR *JOAQUIM XABREGAS*
Estação Agronómica Nacional

GENERALIDADES

Origem, Classificação e Variedades

O *Ricinus communis*, segundo a opinião de EBERHART (1931) e de outros autores, parece ser originário de África, tendo sido introduzido há muito tempo na Índia, o que tem levado a suporem-no com esta última origem.

Esta planta faz parte da família das Euphorbiáceas, género *Ricinus* L.. É dicotiledónia, arbustiva, vivaz nas regiões quentes e algumas vezes anual nas temperadas.

Tem folhas grandes, alternas, peltadas, palmatilobadas ou palmatifendidas, com muitos lobos irregularmente serrados. As inflorescências são cachos paniculados com flores superiores masculinas e as inferiores femininas. O fruto é uma cápsula trilocular com uma semente em cada lóculo, septicida, ou seja tricoca.

Existem numerosas variedades, sub-variedades e formas culturais de rícino.

CAMPESE (1938) refere-se a 35 variedades bem distintas distribuídas por diversas espécies.

O *Ricinus* apresenta no que se refere às sementes, características muito diferentes, quanto a forma dimensões e coloração.

O rendimento em óleo acompanha essas variações. No Brasil, país grande produtor, cultivam-se, entre outros, o *Ricinus zanzibarensis*, que rende apenas 30 % de óleo, e o *Ricinus sanguineus* que acusa um teor que atingindo 66 %.

O *Ricinus* aparece-nos como um dos menos homogéneos produtos coloniais portugueses. A ausência de sementes seleccionadas, mais rendosas em óleo e mais produtivas por unidade de superfície, afecta o rendimento económico desta oleaginosa [BAYMA (1933), BOERGER (1943)] e coloca-nos em desvantagem quando concorremos com os produtores estranjeiros.

UTILIZAÇÃO DO ÓLEO

Na moderna industrialização das gorduras, o óleo de rícino ocupa um lugar destacado em relação aos outros óleos. As suas aplicações, têm-se revelado muito vastas dadas as excepcionais características que possui [BAILEY (1945) e MARKLEY (1947)]. Assim, por exemplo, na utilização como lubrificante, o seu emprego tem sido cada vez maior. DEAN (1938), estudando as utilizações das gorduras, diz: «Castor oil, is the fatty lubricating oil par excellence, combining high viscosity with flat viscosity-temperature curve, low cold test and small carbon residue.».

O óleo de rícino, na lubrificação dos aviões possui as seguintes vantagens sobre os outros óleos:

a — O seu ponto de congelação é muito baixo;
b — A temperatura influencia pouco a sua viscosidade;
c — Tem um grande poder de adesão;
d — É muito resistente ao calor;
e — Não deixa resíduos como os outros óleos lubrificantes.

O emprego deste óleo nos maquinismos em geral, e em especial nos que trabalham a baixas temperaturas e nos muito rotativos tem-se tornado, pelas razões acima citadas, cada vez maior.

Nos países industriais as aplicações têm-se multiplicado. Uma apreciável quantidade é convertida em óleo de rícino sulfonado conhecido como «vermelho da Turquia» devido ao seu uso na coloração de tecidos. Outra parte apreciável da produção é convertida em óleo de rícino desidratado que sobre vários nomes comerciais é vendido como óleo secativo para tintas e vernizes.

O fabrico de nitrocelulose aproveita-o. Ele constitui também um importante ingrediente para a síntese da fibra de nylon. É empregado na preparação de essências aromáticas e na produção de ácido sebácico.

SCHRAUTH (1923) aconselha a adição de 10 % de óleo de rícino às gorduras a saponificar, como meio de aumentar o poder espumante dos sabões. O óleo dá aos sabões assim preparados uma transparência apreciada em saboaria de qualidade, e emprega-se muitas vezes na fabricação de sabões finos preparados a frio, que podem utilizar-se como substitutos dos sabões de glicerina.

Outras aplicações surgiram ainda, como fabrico de tintas para escrever, papel fino e «essência de cognac», além do uso na medicina.

Considerando o interesse que tem o conhecimento das características dos óleos que actualmente se produzem em Portugal, julgamos útil dar a conhecer o estudo que fizemos neste campo.

MATERIAL E MÉTODOS

O material deste trabalho é contituído por óleos de primeira pressão da Companhia União Fabril e da firma Macedo & Coelho, extraídos respectivamente de sementes provenientes de Angola e Cabo Verde. Os óleos I e II são de utilização geral e o III designado como «Aviação» é destinado principalmente a lubrificante. As extracções das fábricas Soc. Nacional de Sabões fornecem óleos do tipo 1.ª pressão semelhantes aos estudados.

Os métodos adoptados para as determinações do insaponificável, densidade, índice de refracção, acidez, bom como dos índices de iodo, ester, saponificação, sulfocianogénio e oxidrilo, foram os indicados nos Métodos Oficiais para Análise de Gorduras Alimentares (1942). Para as outras determinações, tendo em consideração AENLLE (1946), MANGRANÉ (1944), MARTINENGHI (1947) e SCHÖNFELD (1937), seguimos os métodos abaixo indicados:

Título — Utilizámos o processo recomendado por MARCUSSON (1929) empregando mistura frigorífica gelo: nitrato de sódio na proporção de 100:70.

Viscosidade — A viscosidade foi determinada a 20° C. num viscosímetro de Höppler.

Constante dielétrica — Foi determinada num dielcómetro no Laboratório de Química da Faculdade de Ciências de Lisboa, dirigido pelo Prof. D. António Pereira Forjaz.

Desvio polarimétrico — As medidas foram efectuadas em tubos de 10 cm, à temperatura de 20° C. Utilizou-se a luz amarela do sódio.

Absorpção espectrográfica no ultra violeta—As medidas espectrofotométricas foram determinadas numa solução a 1 % de óleo de rícino em álcool absoluto num espectrógrafo Zeiss com tinas logarítmicas de Scheib e sector giratório, tendo-se utilizado uma abertura de 10 %.

Na chapa determinaram-se os valores de $\varepsilon = \frac{1}{d} \log \frac{I_o}{I}$ para os diferentes comprimentos de onda em função dos quais se traçaram as curvas de extinção referentes a cada tipo de óleo.

Ácidos gordos sólidos—Separaram-se pelos métodos de Twitchell modificado por HILDITCH (1940), (1941) e pelo método de Bertram (JAMIESON 1943), postos assim em comparação.

O peso molecular médio, ácidos gordos totais, gordura neutra e a glicerina calcularam-se pelas fórmulas da W.I.Z.Z.O.F. (1930).

A composição quantitativa dos óleos em ácidos gordos foi levada a efeito pelas equações de KAUFMAN e BONHARD (1939), tendo como base a determinação dos ácidos gordos sólidos pelo método de Bertram e índice de sulfocianogénio, iodo e oxidrilo.

RESULTADOS E CONCLUSÕES

O conhecimento das características químicas dos óleos de rícino considera-se de grande interesse para a agronomia colonial portuguesa. É pelo estudo laboratorial dos óleos produzidos, que se pode proceder e assentar no seu melhoramento depois de escolhidas as melhores variedades de rícino. MELLO GERALDES, AVELINO D'ALMEIDA e BETTENCOURT JUNIOR verificaram em 1921 que uma selecção baseada ùnicamente nas dimensões, cor, forma ou peso das sementes, não é considerada suficiente. Esta características não oferecem garantia quanto ao teor em óleo e muito menos quanto às propriedades dos mesmos.

Cremos que um estudo químico varietal dos rícinos cultivados no Ultramar é de superior utilidade depois de seleccionadas as variedades mais adequadas às diferentes condições nas Colónias [MELLO GERALDES (1924)].

Em relação aos resultados obtidos no nosso estudo, consideramos de interesse fazer as seguintes considerações:

No que respeita à constante dielétrica, os valores determinados foram em regra mais elevados que os obtidos por KOWALOW e ILLARIONOW (1937) que encontrou o valor 4,673.

Verifica-se que os valores do desvio polarimétrico são sensìvelmente os obtidos por Deering e Redwood, que em 23 amostras de óleos provenientes da Índia, obtiveram valores compreendidos entre 7°, 6° e 9°, 7°, em tubos de 200 mm. A grande actividade

QUADRO I

Características e composição dos óleos de rícino

Determinações efectuadas			Amostras I	Amostras II	Amostras III
Insaponificável %			0,4	0,4	0,5
Gordura neutra %			94,6	95,7	98,9
Ácidos gordos livres %			5,2	3,9	0,1
Características físicas	na gordura	$^{D}20^{\circ}$	0,960	0,958	0,962
		Ind. de Ref.	1,4772	1,4766	1,4766
		$[\alpha]20_{D}$	4,64	4,54	4,37
		Viscosidade centipoises	927	903	951
		Const. dielétrica	5,02	5,14	5,03
	nos ácidos gordos	Ponto de solidificação	− 6°,0	− 7°,5	− 6°,0
		Ponto de fusão	+ 4°	+ 4°	+ 2°
Características químicas	na gordura	Acidez em ácido ricinoleico	4,8	3,7	0,3
		Ind. da acidez	9,15	7,51	0,9
		Ind. Saponificação	180,2	182,0	181,5
		Ind. Ester	171,0	174,85	180,9
		Ind. Iodo	84,0	88,5	84,4
		Ind. Oxidrilo	163,0	155,7	158,0
		Ind. Sulfoeianogénio	79,5	80,0	80,0
	nos ácidos gordos	Ind. Acidez	176,2	175,1	176,3
		Ind. Saponificação	187,0	190,0	191,0
		Ind. Iodo	87,0	88,5	87,0
		Ind. Oxidrilo	165,0	196,0	160,0
		Ind. Sulfocianogénio	83,0	82,5	83,0
Ácidos gordos %	Ac. oleico		6,23	5,95	8,11
	Ac. linoleico		4,44	3,33	4,44
	Ac. ricinoleico		86,53	87,44	84,61
	Ac. dioxyesteárico		0,61	0,50	0,22
	Ac. esteárico		1,69	2,50	2,58
	Ac. gordos totais		96,36	95,68	95,02
	Ac. gordos sólidos	Twitchell	0,41	1,23	0,89
		Bertram	2,30	3,00	3,81
Glicerina			9,16	9,60	9,89
Peso molecular médio			300	295	294

óptica do óleo de rícino em relação aos outros óleos vegetais, deve-se na quase totalidade ao ácido ricinoleíco.

Na determinação da composição química quantitativa dos óleos, em ácidos gordos, utilizámos o método ensaiado por KAUFMAN e BONHARD (1939) no rícino e publicado em Fette und Seifen (1939).

A determinação dos valores de ε, merece interesse cada vez maior no estudo das gorduras. Segundo os trabalhos de KASS, a absorpção devida aos grupos carboxilos nos ácidos saturados é muito fraca abaixo dos 200 mμ. Atendendo a que no óleo de rícino a percentagem dos ácidos saturados é em média 2 %, verifica-se que o traçado das curvas é preponderantemente influenciado pelos ácidos insaturados cujos máximos de absorpção dependem da presença das duplas ligações.

QUADRO II

Absorpção espectrográfica no ultra violeta

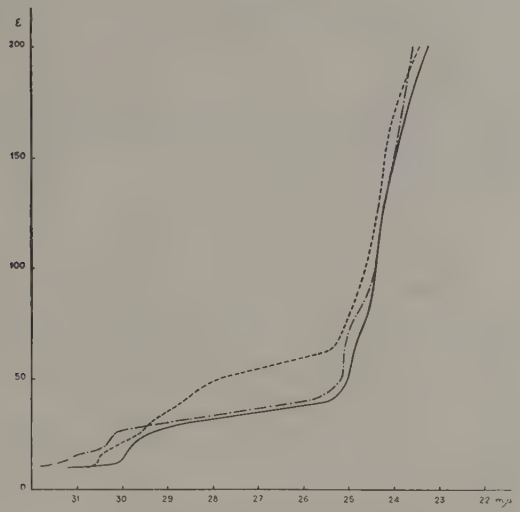
Comprimento de onda em mμ	Coeficientes de extinção	
	Mínimo	Máximo
295	24	27
270	35	54
250	50	77

No respeitante à absorpção espectrográfica, o Gráfico I mostra as curvas de extinção correspondentes aos óleos estudados. As curvas correspondem respectivamente aos óleos I, II e III. Pelo seu exame, verifica-se que apresentam um ponto de inflexão nítido a 250 mμ, elevando-se quase na vertical até próximo de 230 mμ, máximo característico dos dienos. O traçado das curvas mostra que os valores obtidos para os gliceridos ajustam-se aos determinados para as misturas correspondentes de ácidos gordos, indicando que a esterificação pouca influência exerce nos valores de coeficiente de extinção.

Em função das curvas pode afirmar-se que os óleos estudados têm para 250 mμ (ponto de inflexão) valores de ε compreendidos entre 50 e 77 para 270 mμ, ou seja na região média em que tendem

para a horizontal valores de ε compreendidos entre 35 e 54. Os gráficos mostram ainda que é para 295 mμ o comprimento de onda

Gráfico I



Absorpção espectrográfica no ultra-violeta

em que os valores de ε se apresentam mais homogéneos, variando apenas de 5 unidades nas amostras em estudo.

SUMMARY

In Portugal we are now interested in encouraging the culture of castor oil plants in our African colonies.

The author considering the characteristics of the types of oil produced at present, and having in view the improvement of the castor oil plants, is making a study of normal types of oil produced in industry.

In this work he determines the physical and chemical characteristics in the oil and in the fatty acids.

The quantitative chemical composition of the fatty acids is made by the thioeyanogen method of KAUFMAN e BONHARD (1939). The saturated acids are determined by the methods of Twitchell and Bertram using in the calculations the values obtained by Bertram.

The author also gives the spectrographic absorption curves in ultra-violet.

AGRADECIMENTOS

Desejamos testemunhar ao Ex.mo Director Prof. ANTÓNIO SOUSA DA CÂMARA os mais sinceros agradecimentos pelas facilidades concedidas e elevado espírito de compreensão com que sempre nos atendeu e orientou.

Ao Chefe do Departamento de Química Tecnológica, Ex.mo Sr. Eng. VASCO ARMANDO CANHOTO VIDAL, ficamos devendo a iniciação na investigação química, e a mais ardente, sincera e proveitosa colaboração que poderiamos desejar.

BIBLIOGRAFIA

AENLLE, E. OTERO

1946 *Analises de Ceras e Grassas.* Editorial Dossat S. A., Madrid.

BAILEY, E. ALTON

1945 *Industrial oil and fat products.* Interscience, New-York.

BOERGER, ALBERTO

1943 *Investigaciones Agronómicas.* Casa A. Barreiro y Ramos S. A.. Montevideo.

BAYMA, A. DA CUNHA

1933 *Indústria da Mamona.* Min. da Agric. Serviço de Fomento da Produção vegetal. Rio de Janeiro.

CAMPESE, ORESTE

1938 *Colture Tropicali e Lavorazioni dei prodotti.* Ulrico Hoepli. Milano

DEAN, H. K.

1938 *Utilisation of facts.* A. Harwey. London.

EBERHARD, PHILIPE e MARCEL DUBARD

1902 *Le Ricin.* Soc. d'éditions Géographiques, Maritimes et Coloniales. Paris.

GERALDES, MELLO, AVELINO D'ALMEIDA e BETTENCOURT JUNIOR

1921 Estudos sobre as caracteristicas dos grãos de rícino das Colónias Portuguesas. *Anais Inst. Sup. Agron.* **2.**

1924 Fomento Agrícola Colonial. In 2.º Congresso Colonial Nacional.

HILDITCH, T. P.

1940 *The Chemical Constitution of natural facts.* Chapman Hall, Ltd. London.

1941 *The industrial Chemistry of the fats and waxes.* D Van Nostrand Company Inc. New-York.

JAMIESON, GEORGE

1943 *Vegetable fats and Oils.* The Chemical Catalog Company Inc. New-York.

KAUFMAN, H. P. and BONHARD

1939 Die quantitative Analyse des Risinusols des Fette und Seifen (Studien auf dem Fettgebiet 76. Mitteilung).

KOWALOW e ILLARIONOWI

1939 cit. por A. BÖMER und J. GROSSFELD.

MANGRANÉ, D.

1944 *Progressos en la Quimica de los Aceites, Grassas y sus derivados industriales.* Espasa Calpe, S. A. Madrid.

MARKLEY, KLARE S.

1947 *Fatty Acids.* Interscience Publishers, inc. New-York.

MARTINENGHI, G. B.

1947 *Oill Grassi et Derivati.* Ed. Ulrico Hoepli. Milano.

MARCUSSON

1929 *Manuel de Laboratoire pour l'Industrie des Huiles et Grasses.* Librairie Polytechnique C. H. Paris.

SCHONFELD, HEFTER

1937 *Fette und Fetteprodukte.* Verlag von Julius Springer. Wien.

SCHRAUTH, WALLER

1923 — *Tratado de Jaboneria.* Gustavo Gili. Barcelona.

VIDAL, VASCO CANHOTO e ISIDORO COSTA NETO

1942 *Métodos Oficiais para Análise de Gorduras Alimentares.* Portaria n.º 10.134 do Ministério da Economia. Imp. Nac. Lisboa.

ANÓNIMO

1930 W.I.Z Z.O.F.

SUMÁRIO

Wagner, Miguel de Noronha — VARIAÇÕES CROMOSÓMICAS EM DUAS ESPÉCIES DO GÉNERO *SIDERITIS* L. 163-170

Wagner, Miguel de Noronha — NOTA ÀCERCA DO NÚMERO DE CROMOSOMAS DO *PHLOMIS LYCHNITIS* L. E DO *P. PURPUREA* L. . . . 171-174

Freitas, António Guedes Barjona de — ESTUDO PRELIMINAR DA INFLUÊNCIA DA PROFUNDIDADE DE PLANTAÇÃO NO ENRAIZAMENTO DA VIDEIRA 175-200

Oliveira, Augusto J. de — ESTUDOS DE ESTATÍSTICA AGRONÓMICA. IV. IMPORTÂNCIA DA AMOSTRAGEM NA EXPERIMENTAÇÃO AGRÍCOLA 201-229

Xabregas, Joaquim — CARACTERÍSTICAS DOS ÓLEOS DE RÍCINO NACIONAIS 231-239